

# 建構中大型DSGE-VAR模型－台灣中長期經濟成長率預測\*

蔡宜展、姚睿、秦國軒、林世揚\*\*

## 摘要

全球主要的中央銀行在評估當前經濟狀況及預測經濟表現時，多以動態隨機一般均衡 (DSGE) 模型為基礎。然而大多文獻鮮少針對台灣經濟的特色進行研究，少數既有文獻僅有短期 (一年以內) 的預測，或甚至未進行樣本外預測。為了彌補這些文獻上的缺陷，我們建構了一個結合小型開放經濟體系及房屋市場擔保品借貸限制特色的DSGE模型。此外，我們採用 Del Negro and Schorfheide (2004) 發展的DSGE-VAR方法來預測台灣的經濟成長。我們所建構的DSGE-VAR模型除了可以有效捕捉貨幣政策的傳導機制，並且可以增進經濟預測的表現。

**關鍵詞：**貝氏估計，DSGE模型，預測，向量自我迴歸模型

**JEL分類代號：**C11, C32, C53

\* 本文係摘錄自中央銀行委託研究計畫報告。作者特別感謝陳旭昇教授、紀鈞哲助研究員、中央銀行吳懿娟處長與計量科同仁對本計畫所提供的寶貴意見、指正與協助。文中論點皆屬作者意見，不代表中央銀行及作者服務單位之立場，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

\*\* 蔡宜展為臺灣大學經濟學系副教授，姚睿為中央大學經濟系教授，秦國軒為逢甲大學經濟學系副教授，林世揚為臺灣大學經濟學系博士。

## 壹、前言

各國央行在制定貨幣政策時，需要研判當前的經濟狀況，並針對未來的經濟狀況進行預測。其中國內生產毛額是衡量一國經濟活動的重要變數，其成長率也是各國央行所關心的變數之一。過去央行在預測經濟成長率時，多是使用大型的總體計量模型，該模型中存在許多外生設定的行為方程式，雖然變數間的關係是依據經濟理論及實證結果，但不同的經濟理論間可能有所矛盾與衝突，且該模型並未將經濟個體對未來的預測納入考量，故會受到盧卡斯批判（Lucas Critique）的詬病，並不適合作為政策效果的評估與經濟的預測。

近年來，在經濟預測與政策分析上，動態隨機一般均衡模型（Dynamic Stochastic General Equilibrium Model，簡稱DSGE）逐漸成為一般大型總體計量模型的替代選項。在DSGE模型中，刻畫個體行為的動態方程式，具有個體基礎，彼此間具有一致性，並沒有任意且武斷設定的關係，且因個體的決策過程已經將預期的效果納入考慮，故該模型可免於盧卡斯批判的詬病。此外，DSGE模型近年來在參數估計及量化分析上都有了長足的進步，尤其是結合貝氏估計（Bayesian Estimation）與DSGE模型的實證DSGE模型，一方面可有效提升模型與資料的配適度，另一方面也大幅改善模型在樣本

外的預測表現<sup>註1</sup>，更加深學界與各國央行對DSGE模型的信心，認為在可預見的未來，DSGE模型將可取代大型總體經濟計量模型，成為主要政策評估與經濟預測的工具。

雖然結合貝氏估計的實證DSGE模型，在近年來取得了很大的突破，但該方法並非完全沒有缺點，尤其當DSGE模型規模變大，因為模型中需要估計的參數隨之增加，模型估計往往需要大量的電腦運算能力，及耗費相當長的時間。此外，隨著模型附加的限制式增多，有些不符實際狀況的限制條件，可能會降低模型與資料的配適度並使預測表現變差。故適度地縮減模型規模，可增進模型與資料的配適度，並提升模型在樣本外的預測表現。

最近研究也發現將結構式DSGE模型所隱含的先驗資訊與縮減式貝氏VAR（Bayesian VAR，簡稱BVAR）相結合，形成所謂半結構式的DSGE-VAR模型，除了可以克服縮減式VAR模型缺乏結構式意涵的缺點，也可有效提高模型在樣本外的預測能力。Ingram and Whiteman（1994）是最早將DSGE-VAR模型用於總體經濟預測的文章，他們使用來自於一簡單的古典成長模型的先驗訊息。之後，Del Negro and Schorfheide（2004）以及Del Negro et al.（2007）將Ingram and Whiteman（1994）文中所採用的

模型延伸成包含名目價格僵固性的小型新興凱因斯模型。上述文章發現，DSGE-VAR模型在樣本外預測表現，並不輸給縮減式的BVAR模型，替實證DSGE模型在預測上指引出一具體可行的發展方向。

2008年全球金融危機後，大量文獻開始關注房屋市場在總體經濟中所扮演的角色，房價可能透過財富效果影響消費，透過擔保品借貸限制影響投資，或作為貨幣政策傳導機制媒介。例如，Iacoviello and Neri (2010) 延伸Davis and Heathcote (2005) 與Iacoviello (2005)，建構一實證大型封閉經濟新興凱因斯DSGE模型，探討美國房市波動的成因，該文發現房屋部門的技術進步為美國過去40年來實質房價成長的主要原因；景氣循環方面，房屋偏好與新成屋技術衝擊約可解釋25%的房屋投資與房價波動。另外，Mian et al. (2013) 利用美國不同地區房價的變化，來檢驗不同地區消費受到的衝擊，他們發現房價下跌較大的地區，消費也受到較大的影響。

根據民國103年之國富統計報告，如從資產分配結構觀察，其中有46.15%為土地持有，其次則為房屋持有約占20.43%。如改以家庭部門資產各類別占比觀察，房地產所占比率（按市價計算）最高，約為40.25%，此調查結果突顯房地產在國人資產配置中的重要性。因此，為更透徹地瞭解台灣房市景氣循環之波動，進一步分析台灣房屋市場與總

體經濟之關聯性實屬必要。

回顧現有文獻，針對台灣所建構的小型開放經濟體系的DSGE模型並不多，既有文獻大多沒有利用模型進行樣本外的預測，就算有也多集中在短期（一年或一年以內）的預測，較具代表性的包含管中閔等 (2010a)，張永隆 (2010b)，黃俞寧 (2013) 及Wang (2021) 等論文。考量央行在制定政策時，除須研判經濟成長率在樣本外的短期表現，也須預測經濟成長率在中長期的表現。本計畫希望建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系DSGE-VAR模型，並運用於台灣的中長期經濟成長率預測。

為了達到上述目標，我們考慮一小型開放的DSGE模型，模型內包含國內外的經濟個體，這些經濟個體的最適決策受到不同程度的名目與實質摩擦性因素以及各式各樣的隨機衝擊所影響。同時，透過貝氏方法 (Bayesian Method) 與台灣資料的使用，我們去估計DSGE模型參數，給定估計的結果，我們將實證DSGE模型所隱含的經濟結構投射在BVAR模型的先驗訊息上，並利用DSGE-VAR模型去預測台灣的經濟成長率。此外，我們並比較DSGE-VAR模型與DSGE，BVAR，Conventional VAR (CVAR)，等三種常見模型的預測表現，為了比較不同模型的預測表現，我們首先利用上述模型，計算不同模型的預測誤差平方之均方根 (Root Mean Squared Forecast

Error，簡稱RMSFE），根據預測誤差平方之均方根的比較，我們發現DSGE-VAR模型在往前一季與往前四季關於台灣經濟成長率的預測上，表現優於其他三個模型；不過，其他大多情形的預測反而是DSGE的表現較佳。由於上述統計量只能比較數值大小，而無法進行統計顯著性檢定，故本研究亦採Diebold and Mariano（1995）所提出的DM檢定，作為模型比較的評估準則。但當我們進一步檢驗上述發現是否具有統計上的顯著差異時，我們發現在往前一季時DSGE-VAR預測表現顯著優於CVAR和DSGE模型，但與BVAR無顯著差異。在往前四季DSGE-VAR預測表現僅顯著優於CVAR模型，但與

BVAR和DSGE則無顯著差異。在中長期時預測表現最佳的DSGE模型，則僅在往前七季時會顯著優於CVAR，其他情況時則沒有顯著勝於其他模型。最後，我們也結合了往前一到八季的預測結果，進行往前一年與兩年的經濟成長率預測。我們發現，DSGE-VAR模型，較其他三種模型平均而言預測偏誤較小。

本報告共分五個部分，第一部分為研究主旨與目的，第二部分為模型設定，第三部分為實證DSGE模型的估計方法及估計結果，第四部分為DSGE-VAR模型的設定，與該模型相較於其他模型在預測台灣中長期經濟活動的表現，第五部分為結論。

## 貳、模型設定

本文以Iacoviello（2005）；Wang（2021）為基礎架構，將房屋市場引入模型並探討融資限制對經濟的影響，我們參照Kollmann（2001, 2002）與Dib（2011）的方式，引入國外部門，經濟體系中包含企業家，兩類時間偏好不同的家計單位，多種商品的製造商，兩類勞動工會，兩類勞動承包商及政府，上述個體面對了包括消費慣性，價格僵固性，工資僵固性，投資調整成本，債券持有調整成本及擔保品借貸限制等數種市場摩擦，此外，模型中考慮數種外生衝擊以補捉總體變數在景氣波動所具有的特性。

以下，我們分別探討各別經濟個體所面對的最適選擇問題。

### 一、最終財

假設經濟體系存在一代表性的最終財製造商，該廠商將本國財  $y_{d,t}$  與進口財  $y_{m,t}$  轉換成同質的最終財  $y_t$  供國內消費及投資使用，其生產函數可表示如下：

$$y_t = \left[ (1 - \omega_m)^{\frac{1}{\kappa_z}} y_{d,t}^{\frac{\kappa_z - 1}{\kappa_z}} + \omega_m^{\frac{1}{\kappa_z}} y_{m,t}^{\frac{\kappa_z - 1}{\kappa_z}} \right]^{\kappa_z}, \quad (1)$$

其中， $\kappa_z$  代表本國財與進口財的價格替代彈性，至於  $1 - \omega_m$  與  $\omega_m$  則分別代表兩種商品

在生產函數中的權重。在給定最終財價格， $P_t$ ，本國財價格， $P_{d,t}$ ，進口財價格， $P_{m,t}$ ，最終財廠商面對下列利潤極大化問題：

$$\max_{y_{d,t}, y_{m,t}} P_t y_t - P_{d,t} y_{d,t} - P_{m,t} y_{m,t} .$$

求解最終財廠商利潤極大化問題，我們可得最終財廠商對本國財與進口財的需求如下：

$$y_{d,t} = (1 - \omega_m) \left( \frac{P_{d,t}}{P_t} \right)^{-\kappa_z} y_t, \quad (2)$$

$$y_{m,t} = \omega_m \left( \frac{P_{m,t}}{P_t} \right)^{-\kappa_z} y_t. \quad (3)$$

此外，最終財的價格可表示為本國財與進口財價格的加權如下，

$$P_t = [(1 - \omega_m) P_{d,t}^{1-\kappa_z} + \omega_m P_{m,t}^{1-\kappa_z}]^{\frac{1}{1-\kappa_z}} \quad (4)$$

在購買力平價（Purchasing Power Parity）假設下，本國財的恆定價格  $P_d$  與進口財的恆定價格  $P_m$  相等，由上式可得到最終財的恆定價格  $P$  具有以下關係：

$$P = P_d = P_m.$$

## 二、廠商部門

### (一) 本國商品製造商

經濟體系中存在一代表性本國財製造商，該廠商向眾多的本國中間財廠商購買異質性商品，並將之以Dixit-Stiglitz形式結合成一同質性的本國財。令  $s \in [0,1]$  代表第  $s$  個中間財廠商，則代表性本國財製造商的生產函數可表示如下：

$$y_{d,t} = \left[ \int_0^1 y_{d,t}(s)^{\frac{\xi_d-1}{\xi_d}} ds \right]^{\frac{\xi_d}{\xi_d-1}}, \quad (5)$$

其中， $\xi_d$  為不同商品間的價格替代彈性。在給定本國財商品價格， $P_{d,t}$  與個別中間財商品價格， $P_{d,t}(s)$ ，代表性本國財廠商利潤極大化問題可表示如下

$$\max_{y_{d,t}(s)} P_{d,t} y_{d,t} - \int_0^1 P_{d,t}(s) y_{d,t}(s) ds .$$

求解上述利潤極大化問題，可得到以下代表性本國財製造商對個別中間財的需求式：

$$y_{d,t}(s) = \left[ \frac{P_{d,t}(s)}{P_{d,t}} \right]^{-\xi_d} y_{d,t} . \quad (6)$$

此外，給定不同中間財的商品價格，我們可以計算相對應的本國財價格為：

$$P_{d,t} = \left[ \int_0^1 P_{d,t}(s)^{1-\xi_d} ds \right]^{\frac{1}{1-\xi_d}} . \quad (7)$$

### (二) 出口商

經濟體系中存在一代表性出口財製造商，其商品生產設定與代表性本國財製造商類似，都是向本國眾多的中間財廠商購買異質性商品，再將這些異質性中間財以Dixit-Stiglitz形式結合成出口財。此代表性出口財製造商的生產函數可表示如下：

$$y_{x,t} = \left[ \int_0^1 y_{x,t}(s)^{\frac{\xi_x-1}{\xi_x}} ds \right]^{\frac{\xi_x}{\xi_x-1}}, \quad (8)$$

其中， $\xi_x$ ，為不同中間財的替代彈性，至於外國對本國出口財商品的需求，我們



參照McCallum and Nelson (1999)，Teo (2009a)，與Dib (2011) 的方式，將其設定如下：

$$y_{x,t} = \bar{\omega} \left( \frac{P_{d,t}}{S_t P_t^*} \right)^{-\kappa_x} ex_t, \quad (9)$$

其中， $S_t$  代表名目匯率， $P_t^*$  代表外國當地物價， $\kappa_x$  代表外國對其「本國財」與「進口財」的替代彈性， $ex_t$  則代表國外需求衝擊，至於  $\bar{\omega} = \omega_x (SP^*/P_d)^{-\kappa_x} y_a > 0$ ，反映外國對本國商品偏好的權重。其中， $\omega_x$  代表恆定狀態下出口佔GDP比重， $S$ ， $P^*$ ， $P_d$ ，與  $y_a$  則分別為  $S_t$ ， $P_t^*$ ， $P_{d,t}$ ，與企業家所生產的同質性商品， $y_{a,t}$  的恆定值。

### (三) 中間財製造商

經濟體系中存在眾多獨佔性競爭的中間財製造商，我們以  $s$  代表個別廠商，其中  $s \in [0,1]$ ，他們以批發價 (Wholesale Price)， $P_t^w$ ，向企業家購買同質性商品  $y_{a,t}$ ，並可在不費任何成本的情形下，將該商品轉換成差異性商品， $y_t(s)$ ，供本國財製造商及出口財製造商使用，亦即：

$$y_{a,t}(s) = y_{d,t}(s) + y_{x,t}(s). \quad (10)$$

因商品差異化，故中間財廠商有訂價能力，我們依照Calvo (1983) 設定，假設每期只有  $1 - \theta_d$  比例的廠商可重新選取最適價格，剩餘廠商不能重新選取其價格，故他們的價格與前期相同。我們假設中間財廠商為較有耐心的第一類家計單位所擁有，其時間偏好為  $\beta^s$ 。求解廠商最適訂價問題，我們可以得

到廠商  $s$  的最適訂價  $\bar{P}_{d,t}(s)$  須滿足下列條件：

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta_d^k E_t \left\{ \Lambda_{t,k} \left[ \frac{\bar{P}_{d,t}(s)}{P_{d,t+k}} - \frac{X_d}{X_{d,t+k}} \right] \bar{y}_{a,t+k}(s) \right\} = 0, \quad (11)$$

其中  $\Lambda_{t,k}$  為第一類家計單位的隨機折現因子， $X_{d,t} = P_{d,t}/P_t^w$  為廠商的價格加成，而  $X_d = \xi_d/(\xi_d - 1)$  則為恆定狀態下的價格加成。值得注意的是，當期可調整價格的廠商都會選擇相同的訂價， $\bar{P}_{d,t}(s) = \bar{P}_{d,t}$ ，故本國財的價格可表示如下：

$$P_{d,t} = \left[ \theta_d P_{d,t-1}^{1-\xi_d} + (1 - \theta_d) (\bar{P}_{d,t})^{1-\xi_d} \right]^{\frac{1}{1-\xi_d}}. \quad (12)$$

定義  $\Pi_{d,t} = P_{d,t}/P_{d,t-1}$  為本國財價格的通貨膨脹率， $\Pi_d$ ，為恆定狀態下的通貨膨脹率。

(12) 式結合中間財廠商最適訂價與本國財價格指數，我們可推得本國財價格的菲利普曲線：

$$\ln \left( \frac{\Pi_{d,t}}{\Pi_d} \right) = \beta^s E_t \ln \left( \frac{\Pi_{d,t+1}}{\Pi_d} \right) - \frac{(1 - \theta_d)(1 - \beta^s \theta_d)}{\theta_d} \ln \left( \frac{X_{d,t}}{X_d} \right). \quad (13)$$

Bernanke et al. (1999) 指出由於價格加成  $X_{d,t}$  與商品需求具有反向的關係，此式可用以刻畫通貨膨脹率與產出缺口 (Output Gap) 之間的關係。當商品需求下降時，中間財製造商對企業家所生產的同質性商品需求下降，導致進貨成本  $p_t^w$  下降。在批發價僵固的情況下，價格加成  $X_{d,t}$  提高，導致通

貨膨脹下降。

#### (四) 進口商

市場上有一代表性的進口財製造商，該廠商向眾多進口代理商購買異質性商品，並將之以Dixit-Stiglitz形式結合成進口財，其生產函數可表示如下：

$$y_{m,t} = \left[ \int_0^1 y_{m,t}(s)^{\frac{\xi_m-1}{\xi_m}} ds \right]^{\frac{\xi_m}{\xi_m-1}}. \quad (14)$$

其中， $\xi_m$ ，為不同進口中間財商品間的價格替代彈性，在給定進口財價格， $P_{m,t}$  與個別異質性進口中間財價格， $P_{m,t}(s)$ ，進口財廠商利潤極大化問題可表示如下：

$$\max_{y_{m,t}(s)} P_{m,t} y_{m,t} - \int_0^1 P_{m,t}(s) y_{m,t}(s) ds.$$

求解上述利潤極大化問題，可得進口財製造商對進口代理商的商品需求如下：

$$y_{m,t}(s) = \left[ \frac{P_{m,t}(s)}{P_{m,t}} \right]^{-\xi_m} y_{m,t}. \quad (15)$$

此外，我們可求得相對應的進口財價格為：

$$P_{m,t} = \left[ \int_0^1 P_{m,t}(s)^{1-\xi_m} ds \right]^{\frac{1}{1-\xi_m}}. \quad (16)$$

#### (五) 進口代理商

市場上存在眾多獨佔性競爭的進口財代理商， $s \in [0,1]$ ，他們以  $S_t P_t^*$  的當地價格向外國購買同質性的商品，並可在不費任何成本的情形下，將該商品轉換成差異性商品  $y_{m,t}(s)$ ，供進口財製造商使用。與本國中間財廠商的設定類似，因商品差異化，故進口財代理商有訂價能力，我們依照Calvo

(1983) 的設定，假設每期都有  $1 - \theta_m$  比例的代理商可以重新選取最適價格，在給定進口財廠商對進口財代理商的商品需求，當期可以調整價格的進口財代理商，都會選擇相同的最適價格， $\bar{P}_{m,t}(s) = \bar{P}_{m,t}$ ，其中最適價格須滿足下列條件：

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta_m^k E_t \left\{ \Lambda_{t,t+k} \left[ \frac{\bar{P}_{m,t}(s)}{P_{m,t+k}} - \frac{X_m}{X_{m,t+k}} \right] \bar{y}_{m,t+k}(s) \right\} = 0, \quad (17)$$

上式中， $X_{m,t} = P_{m,t}/(S_t P_t^*)$  為代理商的價格加成，而  $X_m$  為恆定狀態下的價格加成。均衡時，我們可把進口財的價格表示如下：

$$P_{m,t} = \left[ \theta_m P_{m,t-1}^{1-\xi_m} + (1 - \theta_m) (\bar{P}_{m,t})^{1-\xi_m} \right]^{\frac{1}{1-\xi_m}}. \quad (18)$$

此外，我們也可求得進口財價格的菲利普曲線：

$$\ln \left( \frac{\Pi_{m,t}}{\Pi_m} \right) = \beta^s E_t \ln \left( \frac{\Pi_{m,t+1}}{\Pi_m} \right) - \frac{(1 - \theta_m)(1 - \beta^s \theta_m)}{\theta_m} \ln \left( \frac{X_{m,t}}{X_m} \right), \quad (19)$$

其中  $\Pi_{m,t} = P_{m,t}/P_{m,t-1}$  為進口財的通貨膨脹率，而  $\Pi_m$  為進口財在恆定狀態下的通貨膨脹率。

### 三、企業家

經濟體系同質性商品的生產主要由企業家負責，其Cobb-Douglas生產函數可表示如下：

$$y_{a,t} = A_t k_{t-1}^\mu (h_{t-1}^e)^\nu n_t^{1-\mu-\nu}, \quad (20)$$

其中， $A_t$  代表技術衝擊， $k_{t-1}$ ， $h_{t-1}^e$ ， $n_t$  分別代表資本，房屋及勞動三種要素，三種要素所對應的所得份額，分別為  $\mu$ ， $\nu$ ，與  $1 - \mu - \nu$ ，此外  $n_t = (n_t^s)^\alpha (n_t^b)^{1-\alpha}$  是由兩類勞動服務， $n_t^s$  與  $n_t^b$ ，所組成的勞動要素。兩種勞務的所得份額分別為  $\alpha$  與  $1 - \alpha$ 。

除了生產外，企業家並選擇消費，資本累積、勞動雇用、房屋數量及借款來極大化其終生效用。企業家的效用只取決於其消費水準， $c_t^e$ ，其目標函數如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^e)^t d_t \log(c_t^e - \varepsilon_c c_{t-1}^e), \quad (21)$$

我們以上標  $e$  代表企業家相關的選擇變數，其中  $\beta^e$  代表企業家的時間折現因子， $\varepsilon_c$  代表企業家消費慣性，至於  $d_t$  則是跨期偏好的衝擊。

企業家預算限制式如下：

$$\begin{aligned} & \frac{P_t}{P_{d,t}} (c_t^e + i_t) + q_t (h_t^e - h_{t-1}^e) + w_t^s n_t^s \\ & + w_t^b n_t^b = \frac{y_{d,t}}{X_{d,t}} + \left( b_t^e - \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^e \right) \\ & + \frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} \left( b_t^{e*} - \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{e*} - \Phi_t^{e*} \right). \quad (22) \end{aligned}$$

$i_t$  代表投資， $w_t^s$  與  $w_t^b$  分別代表企業付給兩類勞動的實質工資， $q_t$  是房屋的實質價格， $b_t^e$  跟  $b_t^{e*}$  分別代表企業家向國內與國外的借貸（以本國財計價，in units of  $y_{d,t}$ ）。我們假設企業家向國外借貸需要付出調整成本  $\Phi_t^{e*} = \frac{\phi^*}{2} (b_t^{e*} - b^{e*})^2$ ，其中  $b^{e*}$  為恆定狀態

下的借貸， $\phi^*$  刻畫此調整成本的大小。 $R_t$  是國內的名目利率，最後， $\Pi_t^*$  與  $R_t^*$  分別代表國外通膨與國外利率。

企業家資本累積方程式可表示如下：

$$k_t = a_t^i i_t + (1 - \delta) k_{t-1} - \Phi_t, \quad (23)$$

其中  $a_t^i$  是資本投資的技術衝擊， $\delta$  是資本折舊率， $\Phi_t = \frac{\phi}{2} \left( \frac{k_t}{k_{t-1}} - 1 \right)^2 k_{t-1}$  是資本調整成本。

我們假設企業家對未來效用的折現率較第一類家計單位低，亦即  $\beta^e < \beta^s$ ，故企業家會向第一類家計單位借款來因應其支出。此外，我們也允許企業家向國外借款。為避免訊息不對稱所造成的道德風險，企業家向國內外借款，都必須以房屋作為抵押擔保品，我們假設企業家將  $\alpha_t^e$  比例的房屋價值做為國內借款的擔保品， $(1 - \alpha_t^e)$  比例的房屋價值做為國外借款的擔保品。國內外的抵押貸款成數分別為  $m^e$  與  $m^{e*}$ 。此外，我們參照Iacoviello and Minetti (2006) 之設定，假設國外借貸須負擔額外的交易成本，

$$E_t \left[ (1 - m^{e*}) \frac{(q_{t+1} h_t^e)^2}{q h^e} \right],$$

其中  $q$  與  $h^e$  分別是  $q_t$  與  $h_t^e$  的恆定狀態值。面對這樣的交易成本，國外貸款者 (Foreign Lender) 的預期可回收價值 (Expected Recovery Value) 為

$$E_t \left[ q_{t+1} h_t^e - (1 - m^{e*}) \frac{(q_{t+1} h_t^e)^2}{q h^e} \right]. \quad (24)$$

故企業家面臨的借貸限制分別為：



$$R_t b_t^e \leq E_t[m^e \alpha_t^e \Pi_{d,t+1} q_{t+1} h_t^e], \quad (25)$$

$$\frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} R_t^* b_t^{e*} \leq E_t \left\{ \Pi_{d,t+1} (1 - \alpha_t^e) q_{t+1} h_t^e \left[ 1 - \frac{1 - m^{e*}}{q h^e} (1 - \alpha_t^e) q_{t+1} h_t^e \right] \right\}. \quad (26)$$

此處不等式(26)右邊為(24)式以 $(1 - \alpha_t^e)$ 比例的資產價值代入，並考慮本國財貨通貨膨脹率 $\Pi_{d,t+1}$ 的結果。

企業家的最適化條件可表示如下：

$$\lambda_t^e p_t = u c_t^e, \quad (27)$$

$$\lambda_t^e q_t = E_t \left[ \beta^e \lambda_{t+1}^e \left( \frac{v y_{t+1}}{X_{d,t+1} h_t^e} + q_{t+1} \right) + m^e \mu_t^e \alpha_t^e q_{t+1} \Pi_{d,t+1} + \mu_t^{e*} (1 - \alpha_t^e) \Pi_{d,t+1} q_{t+1} \left( 1 - \frac{2(1 - m^{e*})(1 - \alpha_t^e)}{q h^e} q_{t+1} h_t^e \right) \right], \quad (28)$$

$$\lambda_t^e = E_t \left[ \beta^e \lambda_{t+1}^e \frac{R_t}{\pi_{d,t+1}} + \mu_t^{e*} R_t \right], \quad (29)$$

$$[1 - \phi^*(b_t^{e*} - b^{e*})] \lambda_t^e e_t = E_t \left[ \beta^e \lambda_{t+1}^e e_{t+1} \frac{R_t^*}{\pi_{t+1}^*} + \mu_t^{e*} e_t R_t^* \right], \quad (30)$$

$$w_t^s = \frac{\alpha(1 - \mu - \nu)y_t}{X_{d,t} n_t^s}, \quad (31)$$

$$w_t^b = \frac{(1 - \alpha)(1 - \mu - \nu)y_t}{X_{d,t} n_t^b}, \quad (32)$$

$$p_t \lambda_t^e \left[ \frac{1}{a_t^i} - \phi \left( 1 - \frac{k_t}{k_{t-1}} \right) \right] = \beta^e E_t \left\{ \lambda_{t+1}^e \left[ \frac{\mu y_{t+1}}{X_{d,t+1} k_t} + p_{t+1} \left( \frac{1 - \delta}{a_{t+1}^i} - \frac{\phi}{2} \left( 1 - \frac{k_{t+1}^2}{k_t^2} \right) \right) \right] \right\}, \quad (33)$$

$$E_t[\mu_t^e m^e \Pi_{d,t+1} q_{t+1}] = E_t \left\{ \mu_t^{e*} \Pi_{d,t+1} q_{t+1} \left[ 1 - \frac{2(1 - m^{e*})(1 - \alpha_t^e)}{q h^e} q_{t+1} h_t^e \right] \right\}, \quad (34)$$

其中 $p_t \equiv P_t/P_{d,t}$ 為最終財實質價格，以及 $e_t \equiv S_t P_t^*/P_{d,t}$ 為實質匯率，也就是一單位外國商品能夠換到多少單位的本國商品。 $\lambda_t^e$ ， $\mu_t^e$ ，及 $\mu_t^{e*}$ 分別為預算限制式，及國內外借貸限制的Lagrange乘數。 $u c_t^e$ 代表企業家消費的邊際效用：

$$u c_t^e \equiv E_t \left( \frac{d_t}{c_t^e - \varepsilon_c c_{t-1}^e} - \frac{\beta^e d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^e - \varepsilon_c c_t^e} \right). \quad (35)$$

## 四、家計部門

### (一) 第一類家計單位

有別於企業家只由商品消費水準得到效用，經濟體中的家計單位也會由房屋服務以及休閒中得到效用。模型中共有兩類型的家計部門，第一類家計單位有較高的未來折現率，故有較高的儲蓄傾向，我們以上標 $s$ 代表第一類家計單位相關的選擇變數。令 $c_t^s$ 為最終財消費， $h_t^s$ 為房屋服務消費， $n_t^s$ 為第一類家計單位所提供的勞務，則其目標函數可表示如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t d_t \left[ \ln(c_t^s - \varepsilon_c c_{t-1}^s) + j_t \ln(h_t^s - \varepsilon_h h_{t-1}^s) - \frac{\tau_t}{1 + \eta} (n_t^s)^{1+\eta} \right]. \quad (36)$$

其中， $\beta^s$ 為第一類家計單位對未來效用的折現率， $\varepsilon_c$ 與 $\varepsilon_h$ 分別為商品消費與房屋消

費慣性的參數， $\eta$  為控制勞動供給彈性的參數。此外  $j_t$  與  $\tau_t$  分別為房屋偏好及勞動供給的外生衝擊。第一類家計單位的預算限制式如下：

$$\begin{aligned} & \frac{P_t}{P_{d,t}} c_t^s + q_t(h_t^s - h_{t-1}^s) + b_t^s + \\ & \frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} \left( b_t^{s*} - \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{s*} + \Phi_t^{s*} \right) + tax_t \\ & = \frac{w_t^s n_t^s}{X_{w^s,t}} + \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^s + div_t^s, \end{aligned} \quad (37)$$

其中  $q_t$  為房屋價格， $w_t^s$  為名目工資， $R_t$  為本國名目利率， $R_t^*$  為外國名目利率， $div_t^s$  為零售商及勞動工會所分配的股利。 $b_t^s$  及  $b_t^{s*}$  分別代表貸放給國內借款者與國外借款者的數量， $\Phi_t^{s*} = \frac{\phi^*}{2} (b_t^{s*} - b_{t-1}^{s*})^2$  為國外貸款的調整成本，用以捕捉資本在國際間流動所面對的摩擦， $tax_t$  為政府定額稅， $X_{w^s,t}$  為勞動工會所要求的薪資加成。這裡我們採用類似2.4節所述的中間財製造商來引入工資僵固性。相對於商品部門，勞動部門中有一勞動工會可將同質性的勞動服務差異化，再提供給企業家從事生產。我們將企業家所面對的勞動價格  $w_t^s$  除以工會要求的薪資加成  $X_{w^s,t}$  則代表第一類家計單位所面對的工資率。關於勞動工會的設定，我們會再於2.10節詳細說明。

令  $uc_t^s$  與  $uh_t^s$  代表第一類家計單位對消費與房屋的邊際效用：

$$uc_t^s \equiv E_t \left( \frac{d_t}{c_t^s - \varepsilon_c c_{t-1}^s} - \frac{\beta^s d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^s - \varepsilon_c c_t^s} \right), \quad (38)$$

$$uh_t^s \equiv E_t \left( \frac{j_t d_t}{h_t^s - \varepsilon_h h_{t-1}^s} - \frac{\beta^s j_{t+1} d_{t+1} \varepsilon_h}{h_{t+1}^s - \varepsilon_h h_t^s} \right). \quad (39)$$

第一類的家計單位最適化條件為：

$$\lambda_t^s p_t = uc_t^s, \quad (40)$$

$$\lambda_t^s q_t = E_t(\beta^s \lambda_{t+1}^s q_{t+1}) + uh_t^s, \quad (41)$$

$$d_t \tau_t (n_t^s)^\eta = \lambda_t^s \frac{w_t^s}{X_{w^s,t}}, \quad (42)$$

$$\lambda_t^s = \beta^s E_t \left( \lambda_{t+1}^s \frac{R_t}{\Pi_{d,t+1}} \right), \quad (43)$$

$$\begin{aligned} & [1 + \phi^* (b_t^{s*} - b^{s*})] \lambda_t^s e_t \\ & = \beta^s E_t \left( \lambda_{t+1}^s e_{t+1} \frac{R_t^*}{\Pi_{t+1}^*} \right), \end{aligned} \quad (44)$$

其中  $\lambda_t^s$  為預算限制式的Lagrange乘數。我們可結合(43)式以及(44)式，並將其對數線性化，即可得到無拋補利率平價(Uncovered Interest Rate Parity)條件：

$$\begin{aligned} E_t \left[ \ln \left( \frac{S_{t+1}}{S_t} \right) \right] & = \ln \left( \frac{R_t}{R} \right) - \ln \left( \frac{R_t^*}{R^*} \right) \\ & + \phi^* b^{s*} \ln \left( \frac{b_t^{s*}}{b^{s*}} \right), \end{aligned} \quad (45)$$

其中  $R$  與  $R^*$  分別代表  $R_t$  與  $R_t^*$  的恆定值。

## (二) 第二類家計單位

我們以上標  $b$  代表第二類的家計單位，與第一類家計單位相似，他們提供勞務來換取消費及購屋。令  $c_t^b$  與  $h_t^b$  分別代表第二類家計單位的最終商品消費以及房屋服務消費，其終生效用極大化問題可表示如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t d_t \left[ \ln(c_t^b - \varepsilon_c c_{t-1}^b) + \right.$$

$$j_t \ln(h_t^b - \varepsilon_h h_{t-1}^b) - \frac{\tau_t}{1+\eta} (n_t^b)^{1-\eta}], \quad (46)$$

第二類家計單位所面臨的預算限制式為：

$$p_t c_t^b + q_t (h_t^b - h_{t-1}^b) = \frac{w_t^b n_t^b}{X_{w^b,t}} + \left( b_t^b - \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^b \right) + div_t^b. \quad (47)$$

其中  $b_t^b$  代表第二類家計單位的借貸、 $div_t^b$  代表勞動工會所分配的股利。此外，相較於第一類家計單位，第二類家計單位對未來效用的折現率較低，亦即  $\beta^b < \beta^s$ 。故第二類家計單位並不儲蓄，而是透過以房屋作為抵押擔保品的借款來融通其消費與購屋的相關支出。其借貸限制如下：

$$b_t^b \leq m^b E_t \left( \frac{q_{t+1} \Pi_{d,t+1} h_t^b}{R_t} \right). \quad (48)$$

第二類的家計單位最適化條件為：

$$\lambda_t^b p_t = u c_t^b, \quad (49)$$

$$\lambda_t^b q_t = E_t \left[ \beta^b \lambda_{t+1}^b q_{t+1} + \mu_t^b m^b q_{t+1} \Pi_{d,t+1} \right] + u h_t^b, \quad (50)$$

$$\tau_t (n_t^b)^\eta = \lambda_t^b \frac{w_t^b}{X_{w^b,t}}, \quad (51)$$

$$\lambda_t^b = E_t \left( \beta^b \lambda_{t+1}^b \frac{R_t}{\Pi_{d,t+1}} + \mu_t^b R_t \right), \quad (52)$$

其中  $\lambda_t^b$  與  $\mu_t^b$  分別為預算限制式與借貸限制式的Lagrange乘數。 $u c_t^b$  與  $u h_t^b$  分別代表第二類家計單位對消費財與房屋的邊際效用：

$$u c_t^b \equiv E_t \left( \frac{d_t}{c_t^b - \varepsilon_c c_{t-1}^b} - \frac{\beta^b d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^b - \varepsilon_c c_t^b} \right), \quad (53)$$

$$u h_t^b \equiv E_t \left( \frac{j_t d_t}{h_t^b - \varepsilon_h h_{t-1}^b} - \frac{\beta^b j_{t+1} d_{t+1} \varepsilon_h}{h_{t+1}^b - \varepsilon_h h_t^b} \right). \quad (54)$$

## 五、勞工工會

本模型進一步假設，上述二類家計單位分屬不同的勞動工會。工會雇用同質性的勞工並安排他們從事不同的工作，這些工作的差異，讓差異性勞務可以訂定不同的工資。此外，勞動市場中存在兩類的勞工承包商，將兩種家計單位所提供的異質性勞動服務打包為同質性的勞動服務， $n_t^s$  與  $n_t^b$ ，並提供給企業家從事生產用。令  $X_{w^i,t}$  與  $X_{w^i}$  分別代表第  $i \in \{s, b\}$  種勞動承包商的工資加成及其恆定值。我們假設每期中，勞動承包商在組合不同勞務時，面對可調整工資比例的勞工分別為  $(1 - \theta_w^s)$  與  $(1 - \theta_w^b)$ ，參照Calvo (1983) 物價僵固性的設定，我們可推得兩類工資的動態方程式如下：

$$\ln \left( \frac{W_t^s}{\Pi_d} \right) = \beta^s E_t \ln \left( \frac{W_{t+1}^s}{\Pi_d} \right) - \varepsilon_{w^d} \ln \left( \frac{X_{w^s,t}}{X_{w^s}} \right), \quad (55)$$

$$\ln \left( \frac{W_t^b}{\Pi_d} \right) = \beta^b E_t \ln \left( \frac{W_{t+1}^b}{\Pi_d} \right) - \varepsilon_{w^b} \ln \left( \frac{X_{w^b,t}}{X_{w^b}} \right). \quad (56)$$

上式中， $W_t^i = w_t^i \Pi_{d,t} / w_{t-1}^i$  代表第  $i$  種勞動承包商的工資成長率， $\varepsilon_{w^i}$  係數等於  $(1 - \theta_w)(1 - \beta_i \theta_w) / \theta_w$ 。

## 六、政府部門

貨幣政策會透過利率的調整因應物價，

產出及匯率的變化，假設其調整是依據泰勒法則（Taylor-rule-type Monetary Policy），

$$R_t = R_{t-1}^{r_R} \left[ \left( \frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{r_\Pi} \left( \frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{r_y} \left( \frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{r_S} \right]^{1-r_R} R^{1-r_R} \exp(u_{R,t}), \quad (57)$$

其中參數  $r_\Pi$ ， $r_y$ ，及  $r_S$  分別為貨幣政策因應物價膨脹，產出成長率，以及匯率變化的因應係數。此外，參數  $r_R$ ，表示利率法則的持續程度， $r_R$  越大，前期利率對當期利率的影響程度越高，而  $\exp(u_{R,t})$  為貨幣政策衝擊。政府的預算限制式為：

$$g_t y_t = tax_t, \quad (58)$$

其中  $g_t$  代表政府支出的衝擊。

## 七、市場結清條件

模型中包含商品、房屋及國內借貸市場，他們的市場結清條件可分別表示如下：

$$p_t y_t = p_t (c_t + i_t) + e_t (\Phi_t^{e^*} + \Phi_t^{s^*}) + p_t g_t y_t, \quad (59)$$

$$1 = h_t^s + h_t^b + h_t^e, \quad (60)$$

$$b_t^s = b_t^b + b_t^e. \quad (61)$$

其中  $c_t = c_t^s + c_t^b + c_t^e$  代表總合消費。 $e_t$  為實質匯率。最後，國際收支平衡要求經常帳與金融帳符合下列條件：

$$e_t \left[ \left( b_t^{s^*} - \frac{R_t^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{s^*} \right) - \left( b_t^{e^*} - \frac{R_t^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{e^*} \right) \right] = y_{x,t} - e_t y_{m,t}, \quad (62)$$

其中  $y_{x,t} - e_t y_{m,t}$  代表貿易餘額。此外，本文模型變數整理於表1－表3。

表1 符號說明(1)

符號	說明
<b>廠商生產商品數量</b>	
$y_t$	最終財，由本國財 $y_{d,t}$ 及外國財 $y_{m,t}$ 組合而成
$y_{a,t}$	企業家所生產的同質性商品
$y_{d,t}$	本國財，由中間財 $y_{d,t}(s)$ 組合而成
$y_{x,t}$	出口財，由中間財 $y_{x,t}(s)$ 組合而成
$y_{m,t}$	外國財，由進口代理財 $y_{m,t}(s)$ 組合而成
$y_{a,t}(s)$	第 $s$ 種中間財，可用於生產本國財 $y_{d,t}$ 或出口財 $y_{x,t}$
$y_{d,t}(s)$	用於生產本國財的第 $s$ 種中間財數量
$y_{x,t}(s)$	用於生產出口財的第 $s$ 種中間財數量
$y_{m,t}(s)$	進口商使用的第 $s$ 個進口代理財數量
<b>廠商生產函數參數</b>	
$\kappa_z$	本國財與進口財的價格替代彈性
$\kappa_x$	外國對其「本國財」與「進口財」的價格替代彈性
$\omega_m, \omega_x$	恆定狀態下進、出口佔GDP比重
$\bar{\omega}$	$\bar{\omega} = \omega_x (SP^*/P_d)^{-\kappa_x} y_{a,s}, P^*, P_d$ 與 $y_a$ 均為恆定值
$\xi_d$	本國中間財價格替代彈性
$\xi_m$	進口中間財價格替代彈性
<b>商品價格</b>	
$P_t$	最終財價格
$P_{d,t}, P_{m,t}$	本國財、進口財價格
$P_{d,t}(s)$	第 $s$ 個本國中間財價格
$P_{m,t}(s)$	第 $s$ 個進口中間財價格
$P_t^*$	外國當地物價
$P_t^w$	企業家同質性商品批發價
<b>廠商定價</b>	
$\bar{P}_{d,t}(s), \bar{P}_{d,t}$	中間財廠商的最適訂價
$\bar{P}_{m,t}(s), \bar{P}_{m,t}$	進口財廠商的最適訂價
$\theta_d$	每一期中間財廠商不可重新選取最適價格的機率
$\theta_m$	每一期進口代理商不可重新選取最適價格的機率
$\theta_w^s, \theta_w^b$	每一期第一、二類勞動工會不可重新選取最適價格的機率
$\Lambda_{t,k}$	第 $t$ 期到 $t+k$ 期的隨機折現因子 stochastic discount factor
$X_{d,t}, X_d$	本國財廠商的價格加成及其恆定值
$X_{m,t}, X_m$	進口財廠商的價格加成及其恆定值
$X_w^s, X_w^b, X_w^t$	第一、二類家計單位薪資加成



表2 符號說明(2)

符號	說明
<b>企業家與家計單位相關參數</b>	
$\beta^s, \beta^b$	第一、二類家計單位的時間折現率
$\beta^e$	企業家的時間折現率
$\mu, \nu, 1 - \mu - \nu$	資本、房屋、勞動在資本家生產函數中的所得份額
$\alpha, 1 - \alpha$	第一類及第二類家計單位的勞動份額
$\varepsilon_c, \varepsilon_h$	商品消費與房屋消費慣性參數
$\eta$	勞動供給彈性參數
$\delta$	資本折舊率
$\alpha_t^e, 1 - \alpha_t^e$	企業家以房屋價值作為擔保品向國內外借款的比例
$m^e, m^{e^*}$	國內外抵押貸款成數
<b>通貨膨脹率</b>	
$\Pi_{d,t}, \Pi_d$	本國財價格的通貨膨脹率及其恆定值
$\Pi_{m,t}, \Pi_m$	進口財價格的通貨膨脹率及其恆定值
$\Pi_t^*$	外國通貨膨脹率
$W_t^s, W_t^b$	第一、二類勞動工資成長率
<b>名目與實質價格</b>	
$R_t, R$	國內名目利率以及其恆定值
$R_t^*, R^*$	外國名目利率及其恆定值
$S_t, e_t$	名目匯率、實質匯率
$p_t$	最終財實質價格
$w_t^s, w_t^b$	第一類及第二類家計單位的實質工資
$q_t, q$	房屋的實質價格及其恆定值
<b>借貸與投資調整成本</b>	
$\Phi_t^{e^*}$	企業家向國外借貸所面對的調整成本
$\Phi_t^{s^*}$	第一類家計單位貸放給國外款項的調整成本
$\Phi_t$	企業家資本調整成本
$\phi^*$	向國外借貸的調整成本參數
$\phi$	企業家資本調整成本參數

表3 符號說明(3)

符號	說明
<b>企業家與家計單位選擇變數</b>	
$c_t^e$	企業家的最終財消費
$c_t^s, c_t^b$	第一、二類家計單位的最終財消費
$k_t, i_t$	資本與投資
$h_t^e, h_t^e$	企業家所持有的房屋以及恆定狀態下企業家所持有的房屋
$h_t^s, h_t^b$	第一、二類家計單位的房屋消費
$n_t$	企業家的勞動投入，由第一、二類家計單位的勞動組成
$n_t^s, n_t^b$	第一類及第二類家計單位的勞動服務供給
$b_t^e, b_t^{e^*}$	企業家向國內與國外的借貸
$b_t^{e^*}$	企業家在恆定狀態下與國外的借貸
$b_t^s, b_t^{s^*}$	第一類家計單位貸放給國內借款者與國外借款者的數量
$b_t^b$	第二類家計單位借款的數量
<b>定額稅與股利</b>	
$div_t^s$	零售商及第一類勞動工會所分配的股利
$div_t^b$	第二類勞動工會所分配的股利
$tax_t$	政府定額稅
<b>Lagrange乘數與邊際效用</b>	
$\lambda_t^e, \mu_t^e, \mu_t^{e^*}$	企業家預算限制式、國內外借貸限制的Lagrange乘數
$\lambda_t^s$	第一類家計單位預算限制式的Lagrange乘數
$\lambda_t^b, \mu_t^b$	第二類家計單位預算限制式與借貸限制式的Lagrange乘數
$uc_t^e$	企業家消費的邊際效用
$uc_t^s, uh_t^s$	第一類家計單位對於商品消費與房屋的邊際效用
$uc_t^b, uh_t^b$	第二類家計單位對於商品消費與房屋的邊際效用
<b>外生衝擊</b>	
$a_t^i$	企業家資本投資的技術衝擊
$\tau_t$	勞動供給外生衝擊
$j_t$	房屋偏好外生衝擊
$d_t$	跨期偏好衝擊
$ex_t$	外國需求衝擊

## 八、外生衝擊

模型中共考慮包含技術衝擊，房屋偏好衝擊，跨期偏好衝擊，勞動偏好衝擊，資本投資的技術衝擊，政府支出衝擊，貨幣政策衝擊，國外通膨衝擊，國外利率衝擊，國外需求衝擊等十種外生衝擊，除了貨幣政策衝擊， $u_{R,t}$ ，為暫時性的i.i.d.衝擊外，我們假設其餘衝擊都具有持續性並遵循一階自我相關（First-order Autoregressive, AR(1) Process）的隨機過程：

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \epsilon_{a,t}, \quad (63)$$

$$\ln j_t = (1 - \rho_j) \ln J + \rho_j \ln j_{t-1} + \epsilon_{j,t}, \quad (64)$$

$$\ln d_t = \rho_d \ln d_{t-1} + \epsilon_{d,t}, \quad (65)$$

$$\ln \tau_t = \rho_\tau \ln \tau_{t-1} + \epsilon_{\tau,t}, \quad (66)$$

$$\ln a_t^i = \rho_{a^i} \ln a_{t-1}^i + \epsilon_{i,t}, \quad (67)$$

$$\ln g_t = (1 - \rho_g) \ln g + \rho_g \ln g_{t-1} + \epsilon_{g,t}, \quad (68)$$

$$\ln \pi_t^* = (1 - \rho_{\pi^*}) \ln \Pi^* + \rho_{\pi^*} \ln \pi_{t-1}^* + \epsilon_{\pi^*,t}, \quad (69)$$

$$\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln R^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \epsilon_{R^*,t}, \quad (70)$$

$$\ln ex_t = (1 - \rho_{ex}) \ln ex_{t-1} + \epsilon_{ex,t}. \quad (71)$$

## 參、實證DSGE模型估計

本文先討論如何使用貝氏方法去估計DSGE模型參數，所謂的貝氏估計法與傳統估計法最大的差異是，傳統的估計法是將模型參數視為未知但固定的數值，但貝氏估計法將模型參數視為一未知的分配，故其需根據過去的資料或主觀的看法，先假設模型參數的先驗機率分配（Prior Distribution），再配合實證資料以貝氏方法修正，並得到參數的後驗機率分配（Posterior Distribution），針對其中部分難以估計的參數，我們使用參數校準的方法。以下我們分別討論，DSGE模型參數估計所使用的資料變數，參數校準的方法，並討論要估計參數的先驗分配及估計得到的後驗機率分配，最後我們利用估計得到的參數去探討模型對不同衝擊的衝擊反應函數。

### 一、資料變數與處理

本文使用台灣與美國的總體經濟資料估計模型參數，受限於房屋價格指數資料期間，始自2001年第1季，本文使用的資料期間為2001年第1季至2020年第4季。台灣的資料有實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP平減指數、實質薪資、房屋價格指數，以及金融業隔夜拆款利率。美國的資料則有美國GDP平減指數以及聯邦資金市場利率（Effective Federal Funds Rate）。

台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP平減指數皆取自行政院主計總處的「總體統計資料庫」中「國內生產毛額依支出分－季

(1981以後)」這項資料。它們分別對應其中「GDP」、「民間消費」、「資本形成：3.1－3.2合計」、「商品及服務輸出：4.1－4.2合計」這四個項目的連鎖實質值以及「GDP」這個項目的平減指數；消費者物價指數則使用此資料庫中的「消費者物價基本分類指數」總指數原始值；實質薪資取自此資料庫中工業與服務業部門「每人每月總薪資」除以消費者物價指數而得；房屋價格指數使用信義房屋的「歷年來全台都會區季指數」台灣地區；金融業隔夜拆款利率的資料來源為中央銀行的「中央銀行統計資料庫」；美國的GDP平減指數及聯邦資金市場利率皆來自St. Louis聯邦準備銀行的統計資料庫。它們分別是「GDP Implicit Price Deflator in United States (USAGDPDEFQISMEI)」與「Interest Rates and Price Indexes; Effective Federal Funds Rate (Percent), Level (BOGZ1FL072052006Q)」這

兩筆資料。

除了台灣的金融業隔夜拆款利率與美國的聯邦資金市場利率外，所有的資料皆參照Smets and Wouters (2007)與黃俞寧(2013)之作法以美國普查局(United States Census Bureau)的X-13ARIMA-SEATS程式進行季節性調整<sup>註2</sup>。台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資及實質輸出再以當年的人口指數進行調整<sup>註3</sup>。人口數的資料來自內政部戶政司的「內政統計年報」。台灣的實質薪資、金融業隔夜拆款利率以及美國的聯邦資金市場利率僅能取得月資料。我們分別以當年的3月、6月、9月及12月的資料作為當年第一季、第二季、第三季及第四季資料。本文所使用的變數資料除了利率之外，皆取對數後再差分；利率則除以400以得到季利率。我們將原始資料的出處整理於表4，另外，我們所使用資料的時間趨勢圖呈現於圖1。

圖1 資料的時間序列

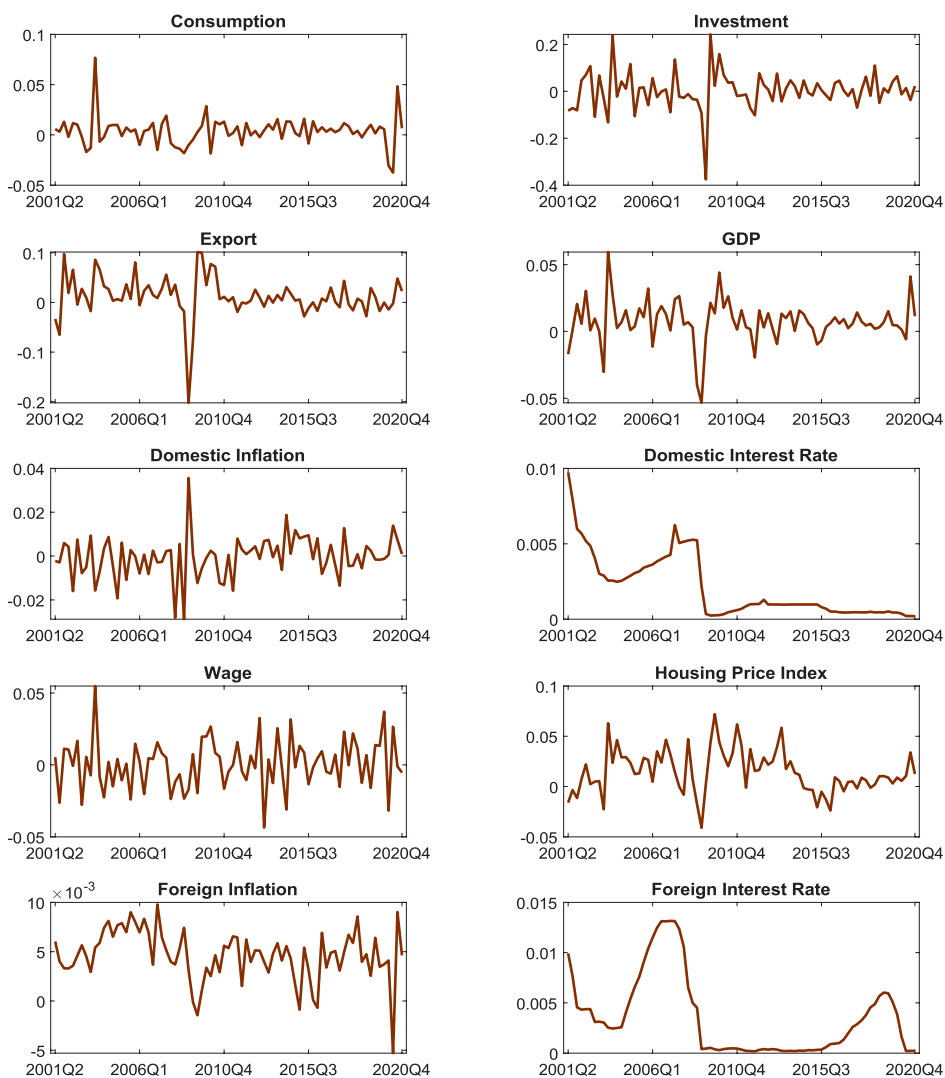


表4 預測資料敘述

資料變數	資料頻率	資料來源	變數符號
實質消費	季	總體統計資料庫	$c_t^{obs}$
實質投資	季	總體統計資料庫	$i_t^{obs}$
實質出口	季	總體統計資料庫	$y_{x,t}^{obs}$
實質GDP	季	總體統計資料庫	$y_t^{obs}$
GDP平減指數	季	總體統計資料庫	$\Pi_{d,t}^{obs}$
實質薪資	月	總體統計資料庫	$R_t^{obs}$
房屋價格指數	季	信義房屋	$q_t^{obs}$
金融業隔夜拆款利率	月	中央銀行	$w_t^{obs}$
美國GDP平減指數	季	FRED	$\Pi_t^{*obs}$
聯邦資金市場利率	月	FRED	$R_t^{*obs}$

註：資料範圍介於2001年第1季與2020年第4季之間。



最後，我們將實質消費、實質投資、實質輸出、實質GDP、GDP平減指數、金融業隔夜拆款利率、房屋價格指數、實質薪資、美國GDP平減指數、聯邦資金市場利率分別以  $c_t^{obs}$ ,  $i_t^{obs}$ ,  $y_{x,t}^{obs}$ ,  $y_t^{obs}$ ,  $\Pi_{d,t}^{obs}$ ,  $R_t^{obs}$ ,  $q_t^{obs}$ ,  $w_t^{obs}$ ,  $\Pi_t^{*obs}$ ,  $R_t^{*obs}$  表示。則連結這些資料與模型變數的觀測方程式（measurement equation）設定如下：

$$\begin{aligned} c_t^{obs} &= \Delta \ln c_t, \\ i_t^{obs} &= \Delta \ln i_t, \\ y_{x,t}^{obs} &= \Delta \ln y_{x,t}, \\ y_t^{obs} &= \Delta \ln y_t, \\ \Pi_{d,t}^{obs} &= \ln \Pi_{d,t} - \ln \Pi_d, \\ R_t^{obs} &= \ln R_t - \ln R, \\ q_t^{obs} &= \Delta \ln q_t, \\ w_t^{obs} &= \Delta \ln [\alpha w_t^s + (1 - \alpha) w_t^b], \\ \Pi_t^{*obs} &= \ln \Pi_t^* - \ln \Pi^*, \\ R_t^{*obs} &= \ln R_t^* - \ln R^*. \end{aligned}$$

## 二、參數校準

針對不估計的參數，我們依據資料特性或既有文獻來校準他們的數值。模型中

的一期對應到資料中的一季，我們利用資料中的平均GDP平減指數成長率的數值將恆定狀態的國內通貨膨脹率  $\Pi_d$  設為1.00。此外，我們利用資料中的平均（季）名目利率0.8675%將第一類的家計單位的主觀貼現率設為  $\beta^s = 1.008675^{-1/4} = 0.9978$ ；至於， $\omega_x$ 、 $\omega_m$  以及  $g$  則分別按資料中平均出口佔GDP比率（0.6364）、平均進口佔GDP比率（0.5485）以及政府支出佔GDP比率（0.1530）分別設定為0.6014、0.6582和0.1530<sup>註4</sup>。

$\beta^b$  與  $\beta^e$  在文獻中設定範圍在0.94到0.99之間，本文設為0.97以確保第二類的家計單位和企業家有貸款誘因。 $\varepsilon_h$  參照Iacoviello and Neri（2010）設為0。資本財折舊率  $\delta$  設為0.025，也就是年折舊率10%。 $\mu$  參照Teo（2009b）與陳南光與鄭漢亮（2012）設為0.3。 $\nu$  依照Iacoviello（2005）設為0.03。 $m^b$  與  $m^e$  依照Chen and Wang（2007）設為0.85。為使  $\alpha^e$  為85%， $m^{e*}$  設為0.5。最後  $X_d$ 、 $X_{w^*}$ 、 $X_{w^b}$  與  $X_m$  依照Guerrieri and Iacoviello（2017）與Teo（2009b）設為1.2。我們將模型校準的參數設定整理於表5。

表5 模型校準之參數設定 (Calibrated Parameters)

參數	設定值
主觀貼現率	$\beta^s = 0.9978, \beta^b = \beta^e = 0.97$
房屋的消費慣性	$\varepsilon_h = 0.0$
恆定狀態下的通貨膨脹率	$\Pi_d = 1.0000$
進出口占GDP比重	$\omega_x = 0.6014, \omega_m = 0.6582$
恆定狀態下政府支出佔GDP比重	$g = 0.1530$
資本財的折舊率	$\delta = 0.025$
房屋與資本財佔產出比重	$v = 0.03, \mu = 0.3$
國內貸款價值比 (LTV ratio)	$m^b = 0.85, m^e = 0.85$
國外貸款價值比 (LTV ratio)	$m^{e^*} = 0.5$
恆定狀態下的加成 (markups)	$X_d = X_m = X_w^s = X_w^b = 1.2$

### 三、先驗分配

除了上述校準的參數值，我們利用貝氏方法估計剩餘的模型參數。關於估計參數的先驗分配，我們參照既有文獻如Adolfson et al. (2007), Justiniano and Preston (2010), 黃俞寧 (2013), Teo (2009b), He et al. (2017), 與Guerrieri and Iacoviello (2017) 的參數設定選擇先驗分配。這些參數的先驗機率 (prior) 設定列於表6以及表7的前三欄。其中，關於外生衝擊AR(1)的係數，我們皆假設其為Beta分配，他們的平均值與標準差分別設定為0.750，與0.1000，至於外在衝擊標準差的先驗分配，因為標準差皆為正值，所以假設它們服從Inverse Gamma分配，並將其平均值設定為0.001，標準差設定為0.2000。

### 四、後驗分配

使用前述之樣本資料以及先驗分配設

定，本文應用Adjemian et al. (2021) 開發的Dynare 5.7版程式進行貝氏估計。文章大部分的估計結果都與既有文獻的估計結果相似，我們將估計結果呈現於表6以及表7的後三欄。

在與偏好有關的後驗分配中，後驗平均房屋偏好  $j$  為0.1848，介於Iacoviello and Neri (2010) 所估計之美國0.12與He et al. (2017) 所估計之中國0.307之間。第一類的家計單位其勞動所得份額  $\alpha$  為0.7926，與美國0.79相近，較中國0.688來得高。但消費者的消費慣性僅為0.4216，此估計值不僅低於文獻上慣設的0.8，亦低於張永隆 (2009) 的估計值0.74與黃俞寧 (2013) 的估計值0.64。出口與進口的價格彈性分別為  $\kappa_x = 4.4975$  及  $\kappa_z = 4.5018$ ，顯示此兩者相當。

價格僵固性參數的估計值為  $\theta_d = 0.4742$ 、 $\theta_m = 0.5367$ 、 $\theta_w = 0.5057$ ，

分別對應本國財貨、進口財貨與勞動工資的價格僵固性。根據我們的估計結果，價格平均約每兩季得以重設一次。相較於既有文獻的發現，本國財貨與進口財貨的價格僵固性低於美國普遍的估計值0.75；勞動工資的價格僵固性的估計值與張永隆（2009）、黃俞寧（2013）的估計結果相當接近。

與貨幣政策相關參數的估計值為  $r_R = 0.9151$ 、 $r_{\pi} = 1.1955$ 、 $r_y = 0.1707$ 、 $r_S = -0.0968$ ，分別對應央行平滑利率、通貨膨脹率、產出成長率以及匯率變動率的反應程度。這樣的結果顯示台灣央行貨幣政策較重視通貨膨脹率的穩定，與張永隆

（2009）、黃俞寧（2013）的結果吻合。

根據外生衝擊的估計結果，房屋偏好衝擊的持續性最高，其AR(1)係數為0.9933，政府支出衝擊的AR(1)係數為0.9233、投資技術衝擊的AR(1)係數為0.9019、勞動供給衝擊的AR(1)係數為0.8809、跨期消費偏好衝擊的AR(1)係數為0.8712、總和要素生產力衝擊的AR(1)係數為0.8301。國外物價衝擊、國外利率衝擊、國外需求衝擊的持續性分別為0.4099、0.8085及0.8551。此外，由後驗參數估計的信賴區間可看出，這些外生衝擊的波動性皆不大。

表6 估計參數之先驗分配與後驗估計結果

結構參數	先驗分配 (Prior Distribution)			後驗分配 (Posterior Distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
$j$	beta	0.200	0.050	0.1848	0.1112	0.2560
$\eta$	invg	5.000	2.000	2.6352	1.9120	3.3164
$\alpha$	beta	0.750	0.050	0.7926	0.7231	0.8636
$\varepsilon_c$	beta	0.700	0.100	0.4216	0.3071	0.5388
$\phi$	gamm	10.000	2.500	18.4387	14.9287	21.9339
$\phi_b$	invg	$7.000 \times 10^{-5}$	0.0001	$4.1898 \times 10^{-5}$	$1.9449 \times 10^{-5}$	$6.4040 \times 10^{-5}$
$\theta_d$	beta	0.500	0.020	0.4742	0.4437	0.5051
$\theta_m$	beta	0.500	0.020	0.5367	0.5041	0.5705
$\theta_w$	beta	0.500	0.020	0.5057	0.4745	0.5372
$\kappa_x$	invg	1.500	2.000	3.4054	2.4804	4.3026
$\kappa_z$	invg	1.500	2.000	1.6220	0.4986	2.7797
$r_R$	beta	0.750	0.100	0.9151	0.9005	0.9301
$r_{\pi}$	norm	1.500	0.250	1.1955	1.0607	1.3265
$r_y$	beta	0.125	0.025	0.1707	0.1363	0.2050
$r_S$	norm	0.000	0.050	-0.0968	-0.1719	-0.0174

表7 估計參數之先驗分配與後驗估計結果（續）

結構參數	先驗分配 (Prior Distribution)			後驗分配 (Posterior Distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
外生衝擊持續性						
$\rho_a$	beta	0.750	0.100	0.8301	0.7341	0.9301
$\rho_j$	beta	0.750	0.100	0.9933	0.9879	0.9989
$\rho_d$	beta	0.750	0.100	0.8712	0.8065	0.9372
$\rho_{a^i}$	beta	0.700	0.100	0.9019	0.8649	0.9393
$\rho_\tau$	beta	0.750	0.100	0.8809	0.8225	0.9401
$\rho_g$	beta	0.750	0.100	0.9233	0.8626	0.9855
$\rho_{\Pi^*}$	beta	0.750	0.100	0.4099	0.3074	0.5112
$\rho_{R^*}$	beta	0.750	0.100	0.8085	0.7654	0.8438
$\rho_{ex}$	beta	0.750	0.100	0.8551	0.7856	0.9267
外生衝擊波動性						
$\sigma_{u_R}$	invg	0.001	0.2000	0.0008	0.0007	0.0010
$\sigma_a$	invg	0.001	0.2000	0.0260	0.0218	0.0302
$\sigma_j$	invg	0.001	0.2000	0.0795	0.0308	0.1281
$\sigma_d$	invg	0.001	0.2000	0.0321	0.0240	0.0400
$\sigma_{a^i}$	invg	0.001	0.2000	0.1483	0.1084	0.1882
$\sigma_\tau$	invg	0.001	0.2000	0.1264	0.0975	0.1543
$\sigma_g$	invg	0.001	0.2000	0.0847	0.0733	0.0959
$\sigma_{\Pi^*}$	invg	0.001	0.2000	0.0025	0.0022	0.0029
$\sigma_{R^*}$	invg	0.001	0.2000	0.0012	0.0010	0.0013
$\sigma_{ex}$	invg	0.001	0.2000	0.0370	0.0295	0.0443

註：beta代表貝他分配 (Beta Distribution)；gamm代表伽瑪分配 (Gamma Distribution)；invg代表逆伽瑪分配 (Inverse Gamma Distribution)；norm代表常態分配 (Normal Distribution)。

## 五、衝擊反應函數

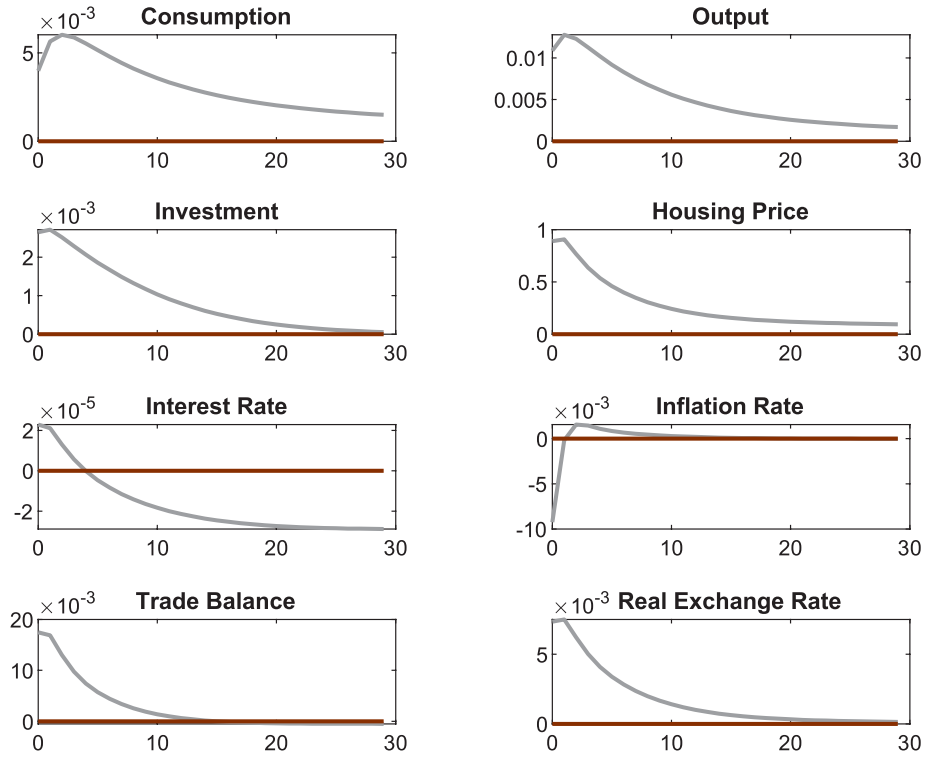
接下來，我們探討經濟體系受到各種不同的外生隨機衝擊的影響。我們考慮技術性衝擊、貨幣政策衝擊、房屋偏好衝擊與國外利率衝擊對於經濟體系的影響。

### (一) 技術衝擊

首先，我們考慮一個正向技術衝擊，正

向的技術衝擊會造成產出、消費、投資的上升，此外，正向的技術衝擊會降低生產成本，反應至物價，故通貨膨脹率下降，而政策利率因應通貨膨脹率的變動而下降，本國利率下降，造成本國資金流到外國，故由國際收支平衡得知易會出現順差，最後，由於企業投資需求上升，造成作為抵押品房屋的價格上升（圖2）。

圖2 技術衝擊反應函數



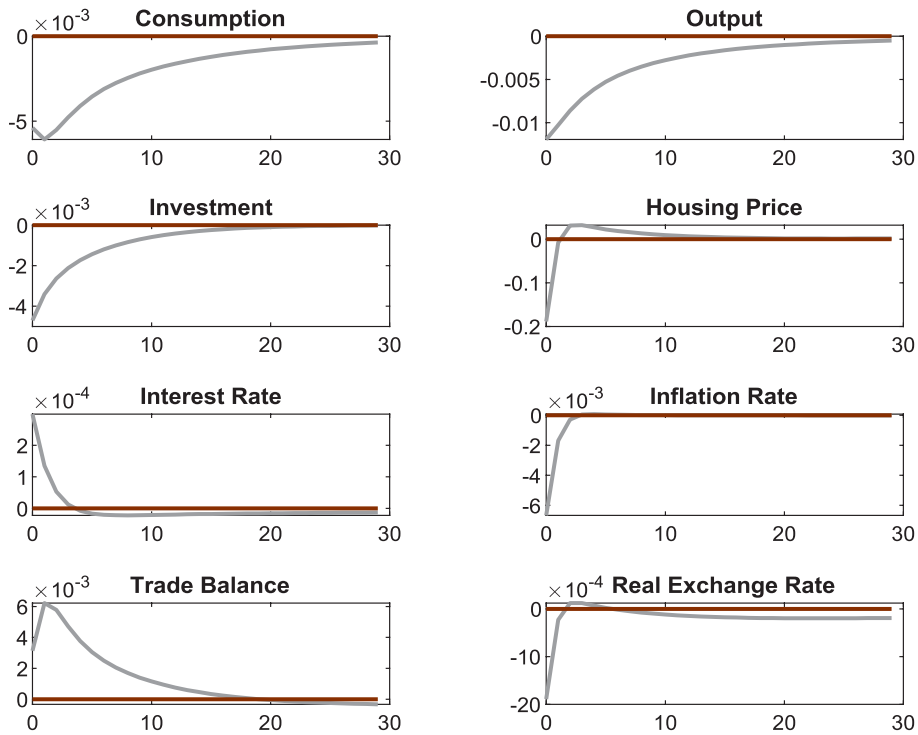
### (二) 貨幣衝擊

接下來，我們考慮一個負向貨幣衝擊。在此衝擊下，本國利率隨著央行採取緊縮性貨幣政策而上升，但外國利率不會隨著本國利率調升而有所變動。本國利率上升造成消費、投資、商品進口與產出都隨之下降。由於貿易餘額等於出口扣除進口，商品進口下

降的情形下，便使貿易餘額增加。接著，產出下降造成對要素的衍生需求下降，因而導致生產成本下降，生產成本的下降進一步造成通貨膨脹率隨之下降。最後，因投資需求不振，作為抵押品的房屋價格因而下降（圖3）。



圖3 貨幣衝擊反應函數



### (三) 房屋偏好衝擊

接下來，我們考慮一個正向房屋偏好衝擊。如圖4、圖5所示面對正向房屋偏好衝擊，房屋價格上升，造成抵押擔保品價值上升，進而造成企業家與第二類家計單位可貸資金增加，促成投資及消費上升。第一類家計單位面對這樣的借款需求，則減少消費。接著商品需求的增加造成生產的上升，連帶

也造成對要素需求的增加，進而推升生產成本及通貨膨脹，而利率因應通貨膨脹率的變動而上升，最後，本國利率上升，造成外國資金流入，由國際收支平衡我們可得貿易餘額會下降。值得注意的是給定估計出的房屋偏好衝擊的持久性（Persistence）， $\rho_j$ ，高達0.9933，所以房價在衝擊後不會立即下降。

圖4 房屋偏好衝擊反應函數

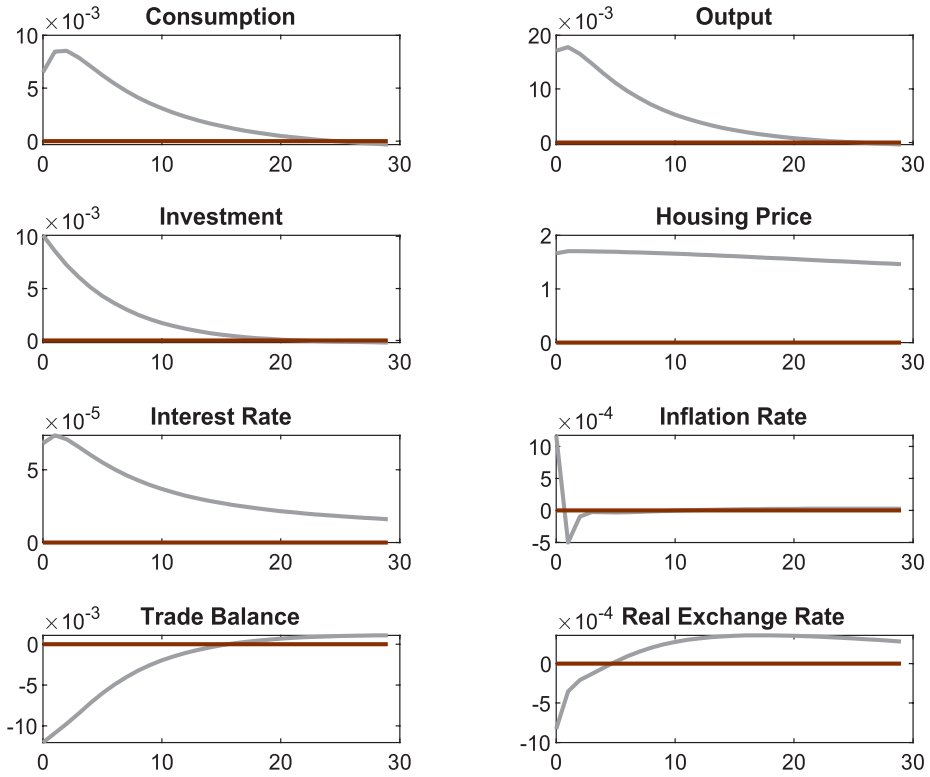
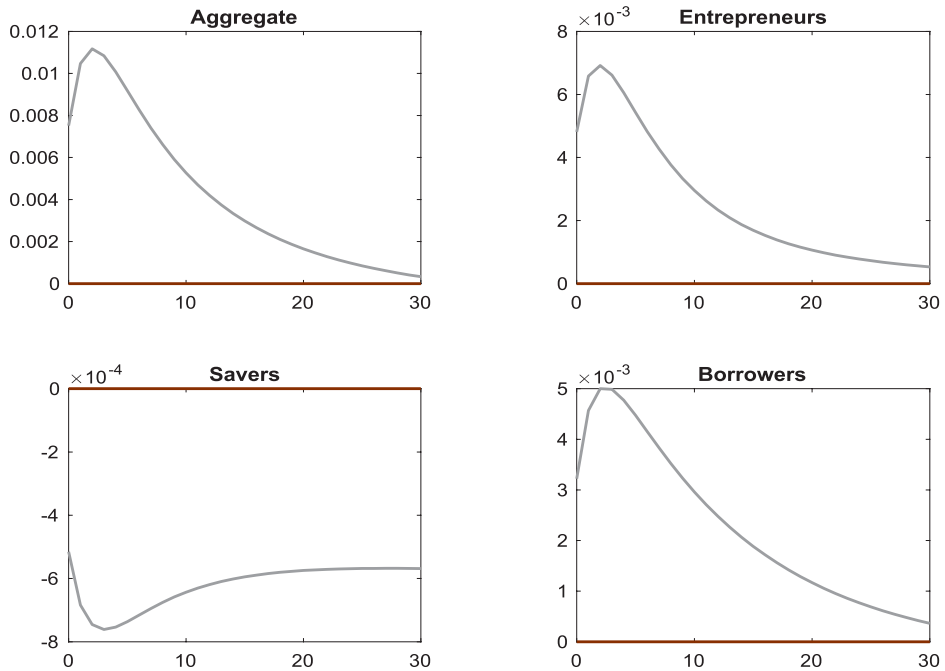


圖5 房屋偏好衝擊對消費影響

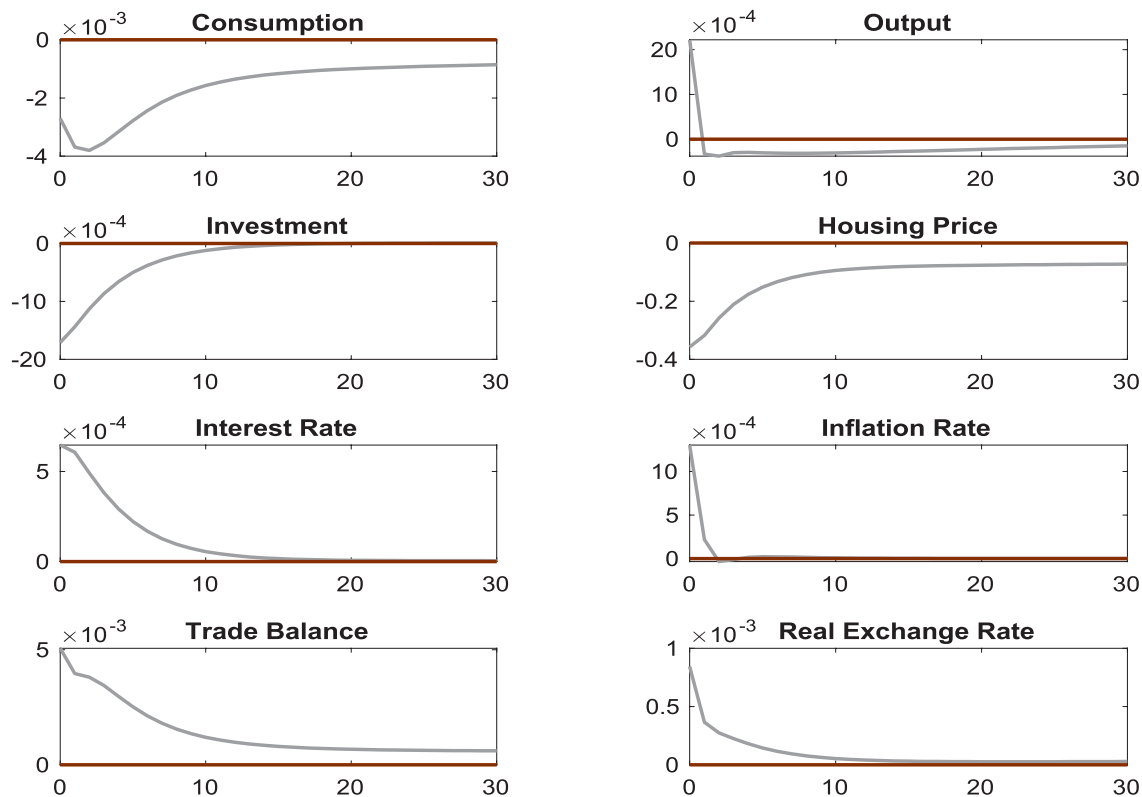


#### (四) 外國利率衝擊

最後，我們考慮一個負向外國利率衝擊。首先，外國利率上升，造成本國資金外移，由國際收支平衡，我們知道貿易餘額會出現順差。再由(62)式可看出，此時實質匯率會隨之上升。此外，由企業家的借貸限制式(26)可知外國利率上升會使其可向外

國借貸的金額減少，進而造成企業家消費與投資下降。投資下降造成作為抵押品的房屋價格下降。但是由於出口增加超過消費與投資下降的金額，故產出仍呈現上升的現象。產出上升推動要素需求及相對應的生產成本，進而造成通膨的上升，最後，央行為因應通貨膨脹率變動而提高本國利率(圖6)。

圖6 外國利率衝擊反應函數



## 肆、DSGE-VAR模型之估計與預測

除了利用結構式DSGE模型進行經濟變數的預測外，文獻上常見的幾種預測模型，包含「傳統的」縮減式向量自我迴歸（CVAR）、縮減式BVAR，與半結構式DSGE-VAR。本文所謂傳統的縮減式VAR模型是由Sims（1980）所提出的多變量時間序列模型，縮減式VAR模型估計不同經濟變數彼此間的關係，通常有良好則預測績效。但縮減式VAR模型最大的缺點在於，當變數落後期數太多，需估計之參數過多，易導致自由度不足的問題。因此，文獻上提出縮減式BVAR模型進行預測，相較於傳統方法在沒有事前情報的情況下，完全以資料配適得到參數估計，縮減式BVAR在事前對係數設定一主觀的先驗分配（Prior Distribution），再加入資料的訊息，共同決定後驗的係數估計值。在縮減式BVAR中，「Minnesota先驗」（Minnesota prior）是常見的先驗資訊，係由Litterman（1986）提出。因其認為，總體經濟變數多具有隨機漫步（Random Walk）的性質。

本計畫以半結構式DSGE-VAR模型為基礎，進行中長期台灣經濟成長率的樣本外預測（Out-of-Sample Forecasting）。所謂的半結構式DSGE-VAR模型是透過貝氏方法（Bayesian Method），將具有經濟結構的先驗訊息（Prior Information）用於縮減式的

BVAR模型的參數估計，其中，貝氏VAR的先驗訊息是來自於本文所建構的小型開放經濟體系之DSGE模型。換言之，文中透過貝氏方法的使用，將一縮減式的BVAR模型與結構式的DSGE模型連接在一起，形成所謂的半結構式DSGE-VAR模型，並利用該模型進行中長期台灣經濟成長率的預測。以下說明DSGE-VAR模型在進行估計與預測時的相關設定，及不同模型間的比較方法。

### 一、模型估計與預測的相關設定

在進行DSGE-VAR模型的估計與預測時，我們採用與估計DSGE模型相同的資料涵蓋期間，從2001年第1季開始，到2020年第4季結束。我們依據傳統的做法將整體資料切割成兩部分，第一部分約佔整體樣本的三分之二（2001年第1季到2014年第4季），為樣本內資料範圍，用於參數估計，第二部分為樣本外資料範圍，用於預測，約佔整體樣本的三分之一（2015年第1季到2020年第4季）。

我們採用與DSGE模型估計時相同的變數估計在樣本內的參數，使用的資料變數包含：台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP平減指數、實質薪資、房屋價格指數，以及金融業隔夜拆款利率。再加上美國的GDP平減指數以

及聯邦資金市場利率。由於我們的模型是小型開放經濟體，本國變數不會影響到外國變數，我們在估計傳統的縮減式VAR時，僅使用八個本國變數。

在樣本外預測的執行層面上，我們將變數的落後期數設定為4期，並進行往前1期（一季）到8期（兩年）的樣本外預測。值得注意的是，在DSGE-VAR的執行上，我們假設國外的外生衝擊不會受到本國變數的影響；我們使用滾動樣本式估計（Rolling Sample Estimation），因為透過滾動式估計值所進行的滾動式預測有助於捕捉因時而變的結構（縮減式）參數或是極小化經濟結構不穩定所帶來在參數估計上的負面效果<sup>註5</sup>。並將所得出的估計係數與該係數的變異數為起點，往前進行1到8期的預測計算，包括點預測數值以及預測區間。

上述操作邏輯同樣地運用於傳統的縮減式VAR，與縮減式的BVAR with Minnesota Prior (BVAR) 以及結構式的DSGE模型。換句話說，四組來自半結構式（DSGE-VAR）（Benchmark Model）、結構式（DSGE）以及兩組縮減式（CVAR; BVAR）模型所創造出來的樣本外預測數值將進行比較與評估，決定孰優孰劣。

## 二、不同模型的比較與評估

為了比較不同模型的預測表現，我們首先利用上述模型，進行不同模型的樣本外

預測，並比較個別模型預測值與實際值的差異，根據資料，我們將預測誤差定義為預測值跟實際值的差異。在預測能力的檢定中，我們考慮文獻上常用的統計量：預測誤差平方之均方根（Root Mean Squared Forecast Error，簡稱 RMSFE），來比較樣本外期間模型預測能力，由於上述統計量只能比較數值大小，而無法進行統計顯著性檢定，故本研究亦採用 Mincer and Zarnowitz（1969）所提出的不偏性檢定及Diebold and Mariano（1995）所提出的DM 檢定，作為模型比較的評估準則。

首先，預測誤差平方之均方根，是求取預測誤差平方的平均，並將前述數值開根號，預測誤差平方之均方根數值越小，隱含模型預測能力越好。雖然在評斷模型的點預測表現，RMSFE是一個參考基準，但它並不是一般文獻在做結論所仰賴的準則，畢竟它無法告訴我們模型間的預測誤差大小是否有著統計上顯著的差異。因此，本文使用Diebold and Mariano（1995）所提出的檢定方法，針對兩模型間所計算出的預測誤差，進行單尾檢定，進而決定出預測能力相對較好的模型。

我們進行下列3種模型間的比較（BVAR vs DSGE-VAR；BVAR vs DSGE；DSGE-VAR vs DSGE）。其中DM檢定中的假說為：

$H_0$ ：兩模型預測表現無差異

$H_1$ ：兩模型預測表現有差異

此外，任何良好的預測誤差都不應該與進行預測時任何可用的訊息有關聯，故預測誤差的期望值應為零。利用預測誤差的定義，預測誤差期望值為零隱含預測值跟真實值的差異平均而言應為零，換言之，預測數值應該具有不偏性，為瞭解各個模型中所創造出的預測數值是否具有不偏性（Unbiased Forecast），我們利用Mincer and Zarnowitz

（1969）所提出的不偏性檢定，進行一簡單迴歸估計，將實際數值當作應變數而預測數值為自變數，並進行截距項（截距項為零）與斜率項（斜率項為一）的聯合F檢定。倘若該檢定統計數值所計算出之  $p$  值大於0.01（顯著水準），我們宣稱該預測數值具有不偏性。我們將上述執行預測的操作細節整理於表8中。

表8 預測執行的操作細節

模型	DSGE-VAR	DSGE	BVAR	CVAR
先驗訊息	小型開放經濟 DSGE	小型開放經濟 DSGE	隨機漫步	——
資料變數數目	10	10	10	8
落後期數	4	——	4	4
向前預測期數	1-8	1-8	1-8	1-8
樣本內資料期間	2001Q1-2014Q4	2001Q1-2014Q4	2001Q1-2014Q4	2001Q1-2014Q4
樣本外資料期間	2015Q1-2020Q4	2015Q1-2020Q4	2015Q1-2020Q4	2015Q1-2020Q4
預測方法設計	滾動式樣本	滾動式樣本	滾動式樣本	滾動式樣本
貝氏方法	MCMC	MCMC	Monte Carlo Integration	——
計算起點	縮減式係數之後 驗眾數及其變異數	結構式係數之後 驗平均數及其變異數	縮減式係數之後 驗平均數及其變異數	估計的縮減式係 數及其變異數
計算結果	點預測值及 預測區間	點預測值及 預測區間	點預測值及 預測區間	點預測值及 預測區間
預測的評估 I	不偏性檢定	不偏性檢定	不偏性檢定	不偏性檢定
預測的評估 II	RMSFE	RMSFE	RMSFE	RMSFE
預測的評估 III	預測誤差的 差異檢定	預測誤差的 差異檢定	預測誤差的 差異檢定	預測誤差的 差異檢定
軟體使用	MATLAB	Dynare/MATLAB	MATLAB	GAUSS

註：MCMC代表Markov Chain Monte Carlo。2001Q1-2014Q4為2001年第1季到2014年第4季。

### 三、不同模型間預測結果的比較

本節中我們呈現並比較四組來自半結構式（DSGE-VAR）、結構式（DSGE）以及

縮減式（CVAR；BVAR）模型的表現於預測台灣的經濟成長率，並決定孰優孰劣。

首先，圖7到圖10呈現出上述各個模型



的往前1期到8期樣本外預測數值與真實值的時間序列走勢，而兩者的差距則是反應出其對應的預測誤差。根據樣本外的預測誤差以及各模型的相關預測值，我們可以計算出預測誤差的平方之均方根、進行預測不偏性檢定或相對預測表現之檢定。我們將相關計算與檢定結果置於表9到表14。

表9呈現所有模型的RMSFE數值。其中，DSGE-VAR在  $h = 1, 4$  為四組模型中RMSFE最小的；DSGE與CVAR則分別在  $h = 2, 3, 5, 6, 7$  與  $h = 8$  時表現最好。但由於比較RMSFE無法分辨模型的預測表現是否顯著不同，我們接著使用Harvey et al. (1997) 所提出的修正版Diebold and Mariano (1995) 檢定 (DM test)，來檢定模型的相對誤差表現，並將結果置於表10及表11。此檢定改善DM test在向前預測期數  $h > 1$  時過度膨脹的問題，檢定統計量請看附錄。技術上，我們透過Hyndman et al. (2021) 與 (Hyndman and Khandakar 2008) 開發的R軟體forecast套件進行雙尾檢定，為了消除預測誤差的正負號影響，我們將兩模型的表現差距函數設為其個別預測誤差的平方差 (亦即設定  $power = 2$ )。

DM檢定的虛無假設為兩模型的預測表現相同，雙尾檢定下，如拒絕虛無假設則表示其中一個模型預測表現顯著較差。首先我

們比較往前一季 (亦即  $h = 1$ ) 的預測，此時DSGE-VAR有最小的RMSFE。根據DM檢定，相較於BVAR，CVAR與DSGE，其  $p$  值分別為0.3780，0.0148與0.0359，代表在5%的信心水準下，DSGE-VAR往前預測一期的預測表現顯著優於CVAR與DSGE，但和BVAR則無統計上顯著的差異。在往前兩季與三季 (亦即  $h = 2, 3$ ) 的預測，雖然DSGE有最小的RMSFE，但根據DM檢定，在5%的信心水準下，DSGE並無統計上顯著優於其他模型。在往前四季 (亦即  $h = 4$ ) 的預測，DSGE-VAR有最小的RMSFE時，根據DM檢定，在5%的信心水準下，DSGE-VAR的預測表現只顯著優於CVAR，但和BVAR與DSGE則無統計上顯著的差異。在往前五季與六季 (亦即  $h = 5, 6$ ) 的預測，雖DSGE有最小的RMSFE，但根據DM檢定，在5%的信心水準下，DSGE的預測表現，並無顯著優於其他模型。在往前七季 (亦即  $h = 7$ ) 的預測，DSGE有最小的RMSFE，根據DM檢定，在5%的信心水準下，DSGE往前預測七期的預測表現只顯著優於CVAR，但和BVAR與DSGE-VAR則無統計上顯著的差異。最後，在往前八季 (亦即  $h = 8$ ) 的預測，CVAR雖有最小的RMSFE時，但根據DM檢定的結果，並無統計上顯著的優於其他模型。

圖7 DSGE-VAR Forecast

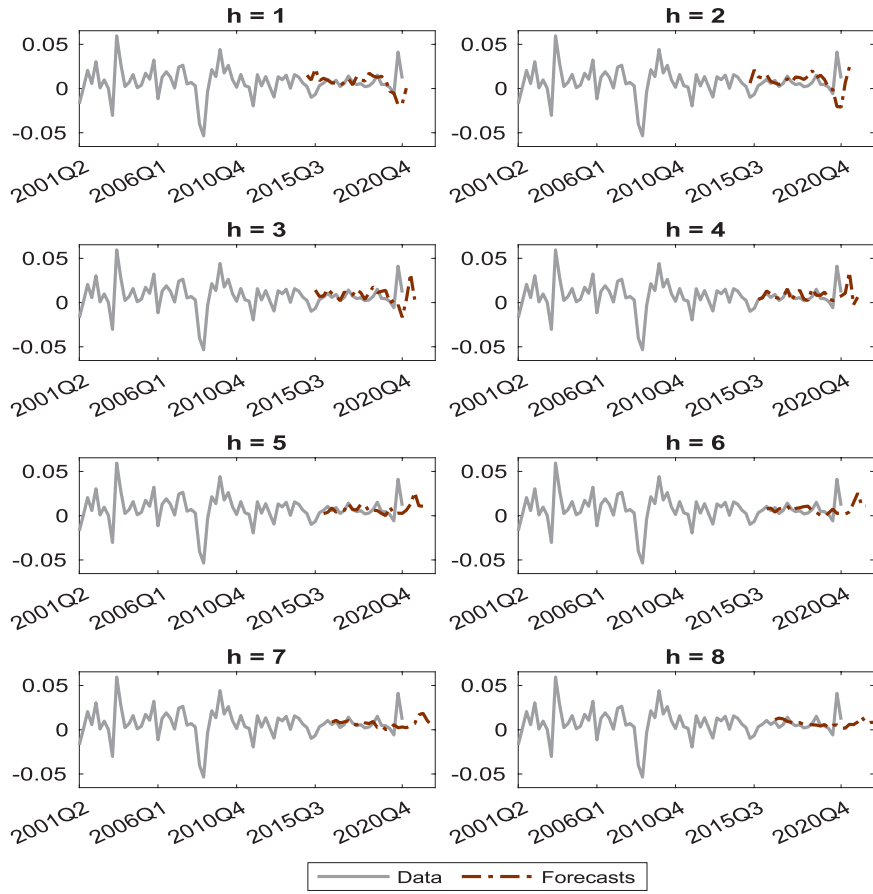


圖8 DSGE Forecast

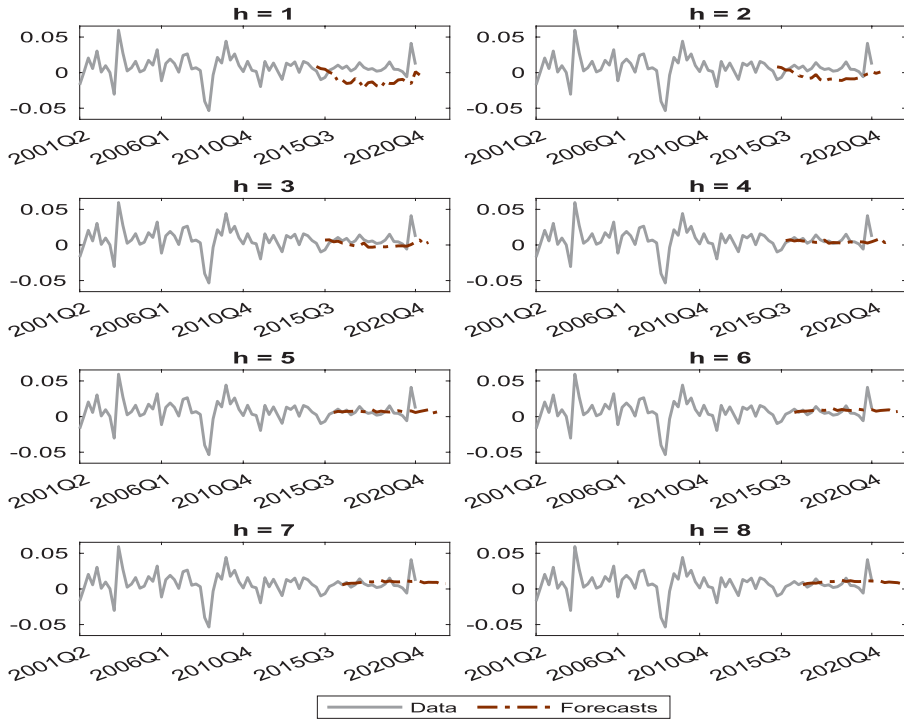


圖9 BVAR Forecast

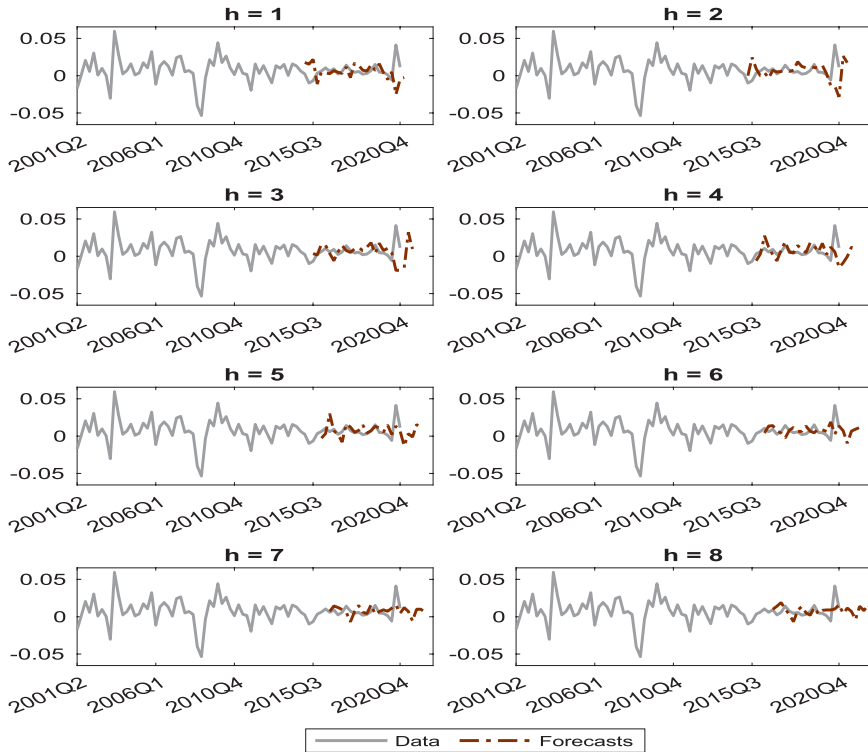
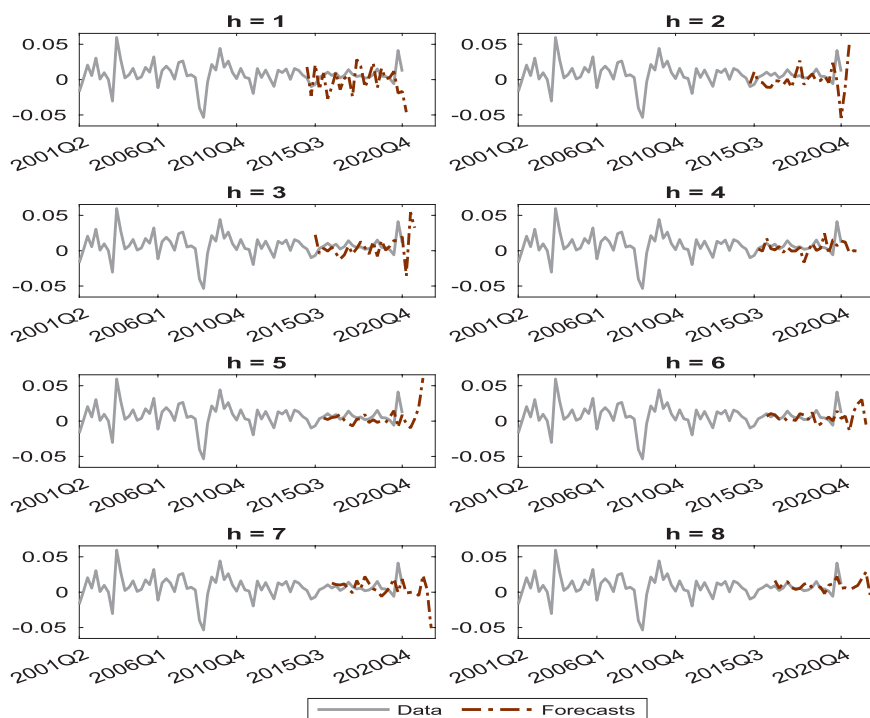


圖10 CVAR Forecast



總而言之，DSGE模型在大多情形下雖具有最小的RMSFE，但根據DM檢定，其預測表現與另外三個模型大致上沒有顯著差異。此發現與Gürkaynak et al. (2014) 的結論一致，亦即DSGE樣本外預測表現並無法在所有情況下完敗DSGE-VAR、BVAR與CVAR模型。此外，如Gupta and Steinbach (2013) 所述，當DSGE模型的設定已足夠完整時，半縮減式DSGE-VAR不會帶來額外好處。我們也額外做了Giacomini and White (2006) 檢驗，並將結果呈現於表12及表

13。其結果與DM test相似，沒有模型在所有情況下能擊敗其他模型。

最後我們以Mincer and Zarnowitz (1969) 的不偏性檢定來檢視各模型樣本外點預測的絕對預測表現，如拒絕虛無假設則表示此模型的樣本外預測存在顯著偏誤。表14呈現出預測數值的不偏性檢定結果。我們可發現DSGE模型在中長期  $h = 4, \dots, 8$  時無法拒絕不偏性，是四個模型中表現最佳的。而在所有模型中，DSGE-VAR為表現最差的，在所有情況下皆拒絕不偏性。

表9 預測誤差平方之均方根 (RMSFE)

	BVAR	CVAR	DSGE	DVAR
$h = 1$	0.0175	0.0216	0.0214	<b>0.0164</b>
$h = 2$	0.0168	0.0208	<b>0.0160</b>	0.0171
$h = 3$	0.0164	0.0131	<b>0.0116</b>	0.0131
$h = 4$	0.0125	0.0121	0.0097	<b>0.0091</b>
$h = 5$	0.0105	0.0143	<b>0.0090</b>	0.0101
$h = 6$	0.0123	0.0097	<b>0.0092</b>	0.0106
$h = 7$	0.0100	0.0143	<b>0.0096</b>	0.0106
$h = 8$	0.0106	<b>0.0083</b>	0.0098	0.0103

註：粗體的數字為四組模型中RMSFE最小者。DVAR代表DSGE-VAR模型。

表10 預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測1期, $h = 1$			
CVAR	0.0692	—	—
DSGE	0.1315	0.8857	—
DVAR	0.3780	0.0148	0.0359
向前預測2期, $h = 2$			
CVAR	0.0266	—	—
DSGE	0.8681	0.3860	—
DVAR	0.2687	2.053e-06	0.8229
向前預測3期, $h = 3$			
CVAR	0.5971	—	—
DSGE	0.3592	0.4119	—
DVAR	0.3053	0.9952	0.5046
向前預測4期, $h = 4$			
CVAR	0.8666	—	—
DSGE	0.0686	0.0046	—
DVAR	0.1242	0.0033	0.3117

註：表中為修正的DM檢定之  $p$  值，虛無假設為兩模型預測表現相同。

表11 預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測5期, $h = 5$			
CVAR	0.4158	—	—
DSGE	0.5666	0.0973	—
DVAR	0.9122	0.0843	0.1535
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測6期, $h = 6$			
CVAR	0.2601	—	—
DSGE	0.1425	0.7787	—
DVAR	1.128e-4	0.6069	0.4086
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測7期, $h = 7$			
CVAR	0.2117	—	—
DSGE	0.8034	0.0412	—
DVAR	0.8574	0.0110	0.6545
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測8期, $h = 8$			
CVAR	0.2700	—	—
DSGE	0.5118	0.4445	—
DVAR	0.9000	0.5586	0.7263

註：表中為修正的DM檢定之  $p$  值，虛無假設為兩模型預測表現相同。斜體字代表修正的DM test無法計算，改使用  $h = 1$  的公式。

表12 預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測1期, $h = 1$			
CVAR	0.0011	—	—
DSGE	0.2462	0.8803	—
DVAR	0.0036	0.0011	0.1139
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測2期, $h = 2$			
CVAR	0.0521	—	—
DSGE	0.8310	0.2919	—
DVAR	0.4878	0.0288	0.7873
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測3期, $h = 3$			
CVAR	0.5304	—	—
DSGE	0.2645	0.3375	—
DVAR	0.2164	0.9941	0.3905
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測4期, $h = 4$			
CVAR	0.8020	—	—
DSGE	0.0114	0.0001	—
DVAR	0.0210	0.0000	0.2382

註：表中為GW檢定之  $p$  值，虛無假設為兩模型預測表現相同。



表13 預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測5期, $h = 5$			
CVAR	0.2933	—	—
DSGE	0.4879	0.0173	—
DVAR	0.8905	0.0057	0.0573
向前預測6期, $h = 6$			
CVAR	0.1588	—	—
DSGE	0.0284	0.6485	—
DVAR	0.0003	0.5901	0.2385
向前預測7期, $h = 7$			
CVAR	0.0618	—	—
DSGE	0.7257	0.0007	—
DVAR	0.7785	0.0000	0.4136
向前預測8期, $h = 8$			
CVAR	0.0347	—	—
DSGE	0.2292	0.1601	—
DVAR	0.8190	0.2844	0.5232

註：表中為GW檢定之  $p$  值，虛無假設為兩模型預測表現相同。

表14 預測不偏性檢定  $p$  值

	BVAR	CVAR	DSGE	DVAR
$h = 1$	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
$h = 2$	0.0000***	0.0000***	0.0087***	0.0000***
$h = 3$	0.0000***	0.0002***	0.0573*	0.0000***
$h = 4$	0.0000***	0.0000***	0.0879*	0.0007***
$h = 5$	0.0041***	0.0001***	0.3463	0.0037***
$h = 6$	0.0003***	0.5257	0.7161	0.0150***
$h = 7$	0.1386	0.0000***	0.3253	0.0235***
$h = 8$	0.0005***	0.8702	0.8844	0.0041***

註：\*、\*\*、\*\*\*分別代表在10%、5%、1%的信心水準下顯著，拒絕預測結果具不偏性的虛無假設。

#### 四、計算季成長率與年成長率的預測值

本節最後說明如何將模型的預測結果轉換為經濟年成長率 (yoy)，並提供台灣未來兩年的經濟預測結果。首先，令  $Y_{obs,t} = S_s y_t$ ，其中  $Y_{obs,t}$  代表我們觀察到的GDP，它可拆解為與季節相關的部分  $S_s$  以及和季節無關的部分  $y_t$ 。我們假設與季節相關的部分， $S_s$

僅隨季節  $s \in \{spring, summer, fall, winter\}$  改變而不隨時間變化。

按定義可知，第  $t$  期經季節調整後的實質GDP對上季增率 (seasonal adjusted quarterly growth rate, saqr) 為

$$saqr_t = \left[ \frac{Y_{obs,t}}{Y_{obs,t-1}} - 1 \right] \approx \ln \left( \frac{Y_{obs,t}}{Y_{obs,t-1}} \right)$$

由於我們資料中GDP處理的方式就是取自然對數後一階差分，我們模型所預測的經濟成長率即為saqr。又因為我們的資料有對人口調整，以此方法算出的第一季saqr有包含人口成長率的影響。

接著，我們證明GDP的季成長率(yoy)為連續四期的saqr相加，也就是

$$\begin{aligned} qg_t &= \sum_{j=0}^3 saqr_{t-j} \\ &= \ln Y_{obs,t} - \ln Y_{obs,t-4} \\ &= \ln y_t + \ln S_s - \ln y_{t-4} - \ln S_s \\ &= \ln y_t - \ln y_{t-4}. \end{aligned}$$

可發現這樣計算與拿季節調整後(除去季節效果 $S_s$ )的資料計算結果相同。

得到每季的季成長率(yoy)之後，我們便可結合前一年各季的GDP資料進一步計算年成長率(yoy)。計算方式為加總前一年各季的GDP與該季今年saqr加1的乘積，也就是今年整年的GDP，接著再除以前一年整年的GDP，也就是前一年四季的GDP總和。舉例來說，2020的年成長率( $\Delta GDP_{20}\%$ )可由以下算式計算

$$\begin{aligned} \Delta GDP_{20}\% &= 100\% \times \left[ \frac{Y_{obs,19Q1}(1 + qg_{20Q1})}{\sum_{i=1}^4 Y_{obs,19Q_i}} + \frac{Y_{obs,19Q2}(1 + qg_{20Q2})}{\sum_{i=1}^4 Y_{obs,19Q_i}} + \frac{Y_{obs,19Q3}(1 + qg_{20Q3})}{\sum_{i=1}^4 Y_{obs,19Q_i}} + \frac{Y_{obs,19Q4}(1 + qg_{20Q4})}{\sum_{i=1}^4 Y_{obs,19Q_i}} - 1 \right]. \end{aligned}$$

我們在表15呈現不同計算GDP成長率方式所得到的數值，以說明我們計算方法的正確性。首先，表15的第一橫列為直接以當年的實質GDP除以去年的實質GDP減1後，再乘以100所計算得出的經濟成長率；第二個橫列的計算方式，則是將實質GDP取自然對數後相減，再乘以100。我們可以發現第一個橫列與第二個橫列的數值，存在些微差距，這是因為第二個橫列的計算方式所得的結果為第一個橫列的近似。由於我們使用的資料也是取自然對數處理，因此會和第二個橫列的結果較為接近。

表15第三個橫列使用我們用來估計各模型的資料，再用本小節所述的方法計算的結果。和第二個橫列相比，可以發現2016到2019的結果皆存在不小的差距。這是因為我們的資料處理上，有去除15歲以上人口變動率的影響。第四個橫列呈現將人口變動率加回之後的數值，則所有的結果皆與第二個橫列相當接近。也就是說，雖然我們估計的資料有經過季節調整，用本節所述的方式計算後，這樣的調整對計算經濟成長率的影響極其微小。

最後，按照上述的公式我們計算出個別模型向前一年以及二年的預測值，並將結果統整於表16及表17。我們發現進行全年度經濟成長率預測時，DSGE-VAR在2016, 2018, 2019的往前一年預測誤差均最小、2017與2020則是次佳。往前二年的預測比較中，沒

有特定模型表現特別突出。此節與上一節的差異在於，進行向前一年與二年的預測時，須結合  $h = 1 \sim 4$  與  $h = 5 \sim 8$  的預測結果，

而RMSFE與不偏性檢定，比較的是固定預測期數，也就是  $h = 1, \dots, 8$  的結果。

表15 不同計算經濟成長率的數值比較

	2016	2017	2018	2019	2020
實質GDP	2.1651	3.3114	2.7868	2.9644	3.1085
$\Delta \ln$ 實質GDP	2.1312	3.2569	2.7469	2.9192	3.0454
季調GDP	1.6468	2.8370	2.4401	2.6734	3.0458
季調+人口成長率	2.1079	3.2362	2.7397	2.9269	3.0595

表16 2016-2018GDP年成長率預測值

	2016		2017		2018	
	1y	2y	1y	2y	1y	2y
BVAR	0.7697	0.3915	<b>2.6454</b>	1.2858	5.0273	2.3289
CVAR	0.0955	3.1847	-0.4137	1.8846	6.4896	<b>2.6680</b>
DSGE	-0.2735	<b>2.4432</b>	-0.7209	2.5848	-0.7901	2.3779
DSGE-VAR	<b>2.6922</b>	2.6564	2.5466	<b>3.3576</b>	<b>3.9300</b>	2.6114

註：1y代表向前一年的預測值，2y則代表向前二年的預測值。粗體字代表預測誤差最小的模型。

表17 2019-2022GDP年成長率預測值

	2019		2020		2021		2022	
	1y	2y	1y	2y	1y	2y	1y	2y
BVAR	4.1180	<b>2.7878</b>	-2.0037	6.5475	4.4733	-4.7637	—	3.6274
CVAR	4.0103	0.1253	<b>4.1169</b>	<b>3.1617</b>	3.7956	1.0568	—	6.6596
DSGE	-1.3967	2.0249	-0.2086	2.2057	2.7272	2.3547	—	2.3952
DSGE-VAR	<b>3.7710</b>	1.9623	0.6145	3.4787	4.8980	1.9459	—	3.5646

註：1y代表向前一年的預測值，2y則代表向前二年的預測值。粗體字代表預測誤差最小的模型。

## 伍、結 論

預測經濟成長率，不論是對政策研擬，或是對民間機構的投資等經濟活動之決策，皆扮演舉足輕重的角色。考量央行在制定政策時，除須研判經濟成長率在樣本外的短期表現，也須預測經濟成長率在中長期的表現。本計畫希望建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系DSGE-VAR模型，並運用於台灣的中長期經濟成長率預測。

為了達到上述目的，我們首先建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系DSGE模型，並透過貝氏方法（Bayesian Method）與台灣資料估計DSGE模型中的參數。在給定實證DSGE模型的估計結果，我們進一步利用貝氏方法，將來自於實證DSGE模型的先驗訊息，運用於貝氏向量自我迴歸模型的參數估計上，換言之，我們將實證DSGE模型所隱含的經濟結構投射在BVAR模型的先驗訊息上，形成所謂的DSGE-VAR模型，並利用DSGE-VAR模型去預測台灣的經濟成長率。此外，我們也比較不同模型對台灣

經濟成長率的樣本外預測表現，包括屬半結構式的DSGE-VAR模型、結構式的DSGE模型、以及縮減式的BVAR與CVAR共4種模型。整體而言，在往前一、四季的預期上，DSGE-VAR的預測表現較佳，而在往前五季至八季的預測上，以DSGE表現較佳，惟其與DSGE-VAR的預測表現並無統計上顯著的差異。此外，以結合往前一季到往前八季所產生的一年或兩年的預測來看，平均而言DSGE-VAR的預測偏誤較其他三種模型為小。然而，當景氣劇烈波動期時（如2020年第2季因COVID-19疫情影響，使台灣經濟成長率劇降），可能會影響DSGE-VAR或DSGE模型的預測表現。

我們認為未來的研究可考慮增加預測的變數，如通貨膨脹率或房價指數，以及其他的預測方法，如增加模型變數（Large VAR或Factor Augmented VAR）、混頻模型，或非線性模型。

## 附註

- (註1) Smets and Wouters (2003, 2007) 發現實證 DSGE 模型的預測表現並不輸給一般向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression, 簡稱 VAR) 或是貝氏向量自我迴歸 (Bayesian Vector Autoregression) 模型。
- (註2) 美國的GDP平減指數資料已有季節性調整, 因此未再以X-13程式處理。
- (註3) 參照Smets and Wouters (2007) 之作法, 將2000年的指數訂為1, 其他年的人口指數則為該年人口數相對於2000年的人口數比值。我們使用15歲以上的人口數作為台灣的人口數。
- (註4) 恆定狀態下,  $y_x/y = \omega_x(1 - \omega_m)/(1 - \omega_x)$  且  $\frac{SP^* y_m}{P_d y} = \frac{1}{x_m} \frac{y_m \omega_m}{y^{1.2}}$ 。我們用資料中的平均出口佔GDP比率對應  $\frac{y_x}{y}$ 、用平均進口佔GDP比率對應  $\frac{SP^* y_m}{P_d y}$  以計算  $\omega_x$  及  $\omega_m$ 。
- (註5) 請見Ghent (2009), 該文章比較多個DSGE-VAR (來自不同DSGE模型的先驗訊息) 以及貝氏VAR模型的預測能力。另外, Bekiros and Paccagnini (2014) 一文也使用滾動樣本式估計來比較眾多縮減式、結構式與半結構式模型的預測能力, 包含傳統的縮減式的VAR與貝氏VAR模型、結構式的DSGE模型以及半結構式的DSGE-VAR以及DSGE要素擴充VAR。Gürkaynak et al. (2014) 比較眾多模型的樣本外預測能力, 包含DSGE、傳統的VAR、貝氏VAR、AR模型以及隨機漫步模型。West (2006) 或是Inoue et al. (2017) 皆使用滾動樣本式估計。

## 參考文獻

### 中文文獻

- 印永祥、姚睿、黃朝熙、徐之強、陳宜廷、管中閔 (2010), 「台灣動態隨機一般均衡模型 (DSGE) 建立與政策評估」, 行政院經建會委託計畫。
- 張永隆 (2010), 「最適貨幣政策之制定——考量存貨投資的小型開放經濟新興凱因斯DSGE模型」, 中央銀行季刊, 32 (1), 3-24。
- 黃俞寧 (2013), 「動態隨機一般均衡架構在台灣貨幣政策制定上之應用」, 中央銀行季刊, 35 (1), 3-34。

### 英文文獻

- Adjemian, Stéphane, Houtan Bastani, Michel Juillard, Ferhat Mihoubi, George Perendia, Marco Ratto, and Villemot Sébastien (2021), “Dynare: Reference Manual Version 4,” Dynare Working Paper, *CEPREMAP*.
- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, and Mattias Villani (2007), “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through,” *Journal of International Economics*, 72 (2), 481-511.
- Bekiros, Stelios D., and Alessia Paccagnini (2014), “Bayesian Forecasting with Small and Medium Scale Factor-Augmented Vector Autoregressive DSGE Models,” *Computational Statistics & Data Analysis*, 71 (1), 298-323.
- Bernanke, Ben S., Mark Gertler, and Simon Gilchrist (1999), “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in “*Handbook of Macroeconomics*,” Elsevier Science, North-Holland.
- Calvo, Guillermo A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383-398.
- Chan, Joshua C., Gary Koop, and Simon M. Potter (2013), “A New Model of Trend Inflation,” *Journal of Business & Economic*

*Statistics*, 31 (1), 94-106.

- Chen, Nan Kuang, and Hung Jen Wang (2007), “The Procyclical Leverage Effect of Collateral Value on Bank Loans—Evidence from the Transaction Data of Taiwan,” *Economic Inquiry*, 45 (2), 395-406.
- Davis, Morris A., and Jonathan Heathcote (2005), “Housing and the Business Cycle,” *International Economic Review*, 46 (3), 751-784.
- Del Negro, Marco, and Frank Schorfheide (2004), “Priors from General Equilibrium Models for VARs,” *International Economic Review*, 45 (2), 643-673.
- Del Negro, Marco, Frank Schorfheide, Frank Smets, and Rafael Wouters (2007), “On the Fit of New Keynesian Models,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 25 (2), 123-143.
- Dib, Ali (2011), “Monetary Policy in Estimated Models of Small Open and Closed Economies,” *Open Economies Review*, 22 (5), 769-796.
- Diebold, Francis, and Roberto Mariano (1995), “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13 (3), 253-263.
- Edge, Rochelle M., and Refet S. Gürkaynak (2010), “How Useful Are Estimated DSGE Model Forecasts for Central Bankers?” *Brookings Papers on Economic Activity*, 24 (3), 209-244.
- Elliott, Graham, and Allan Timmermann (2008), “Economic Forecasting,” *Journal of Economic Literature*, 46 (1), 3-56.
- Ghent, Andra C. (2009), “Comparing DSGE-VAR Forecasting Models: How Big are the Differences?” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33 (4), 864-882.
- Giacomini, Raffaella, and Halbert White (2006), “Tests of Conditional Predictive Ability,” *Econometrica*, 74 (6), 1545-1578.
- Gürkaynak, Refet S., Burçin Kısacıkoglu, and Barbara Rossi (2014), “Do DSGE Models Forecast More Accurately Out-Of-Sample than VAR Models?” in “*VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims (Advances in Econometrics, Vol. 32)*,” Emerald Group Publishing Limited, 27-79.
- Guerrieri, Luca, and Matteo Iacoviello (2017), “Collateral Constraints and Macroeconomic Asymmetries,” *Journal of Monetary Economics*, 90, 28-49.
- Gupta, Rangan, and Rudi Steinbach (2013), “A DSGE-VAR Model for Forecasting Key South African Macroeconomic Variables,” *Economic Modelling*, 33 (1), 19-33.
- Harvey, David, Stephen Leybourne, and Pual Newbold (1997), “Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors,” *International Journal of Forecasting*, 13 (2), 281-291.
- He, Qing, Fangge Liu, Zongxin Qian, and Terence Tai Leung Chong (2017), “Housing Prices and Business Cycle in China: A DSGE Analysis,” *International Review of Economic & Finance*, 52, 246-256.
- Hyndman, Rob, George Athanasopoulos, Bergmeir Christoph, Gabriel Caceres, Leanne Chhay, Mitchell O'Hara-Wild, Fotios Petropoulos, Slava Razbash, Earo Wang, and Farah Yasmeen (2021), *forecast: Forecasting functions for time series and linear models*.
- Hyndman, Rob J., and Yeasmin Khandakar (2005), “Automatic time series forecasting: the forecast package for R,” *Journal of Statistical Software*, 26 (3), 1-22.
- Iacoviello, Matteo (2005), “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95 (3), 739-764.
- Iacoviello, Matteo and Raoul Minetti (2006), “International Business Cycles with Domestic and Foreign Lenders,” *Journal of*



- Monetary Economics*, 53 (8), 2267-2282.
- Iacoviello, Matteo and Stefano Neri (2010), "Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model," *American Economic Review*, 2 (2), 125-164.
- Ingram, Beth F., and Charles H. Whiteman (1994), "Supplanting the 'Minnesota' Prior: Forecasting Macroeconomic Time Series Using Real Business Cycle Model Priors," *Journal of Monetary Economics*, 34 (3), 497-510.
- Inoue, Atsushi, Lu Jin, and Barbara Rossi (2017), "Rolling Window Selection for Out-of-Sample Forecasting with Time-Varying Parameters," *Journal of Econometrics*, 196 (1), 55-67.
- Justiniano, Alejandro, and Bruce Preston (2010), "Can Structural Small Open-economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?" *Journal of International Economics*, 81 (1), 61-74.
- Kollmann, Robert (2001), "The Exchange Rate in a Dynamic-optimizing Business Cycle Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation." *Journal of International Economics*, 55 (2), 243-262.
- Kollmann, Robert (2002), "Monetary Policy Rules in the Open Economy: Effects on Welfare and Business Cycles," *Journal of Monetary Economics*, 49 (5), 989-1015.
- Litterman, Robert B. (1986), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience," *Journal of Business & Economic Statistics*, 4 (1), 25-38.
- McCallum, Bennett T., and Edward Nelson (1999), "Nominal Income Targeting in an Open-economy Optimizing Model," *Journal of Monetary Economics*, 43 (3), 553-578.
- Mian, Atif, Kamalesh Rao, and Amir Sufi (2013), "Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump," *The Quarterly Journal of Economics*, 128 (4), 1687-1726.
- Mincer, Jacob, and Victor Zarnowitz (1969), "The Evaluation of Economic Forecasts," in "*Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*," National Bureau of Economic Research, Inc., 3-46.
- Rossi, Barbara and Atsushi Inoue (2012), "Out-of-Sample Forecast Tests Robust to the Choice of Window Size," *Journal of Business & Economic Statistics*, 30 (3), 432-453.
- Rubaszek, Michał, and Paweł Skrzypczyński (2008), "On the Forecasting Performance of a Small-Scale DSGE Model," *International Journal of Forecasting*, 24 (3), 498-512.
- Sims, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- Smets, Frank, and Raf Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, 1 (5), 1123-1175.
- Smets, Frank, and Raf Wouters (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97 (3), 586-606.
- Teo, Wing Leong (2009), "Can Exchange Rate Rules be Better than Interest Rate Rules?" *Japan and the World Economy*, 21 (3), 301-311.
- Teo, Wing Leong (2009), "Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy," *Pacific Economic Review*, 14 (2), 194-231.
- Wang, Po-Yuan (2021), "Does Taiwan Need a Macro-Prudential Policy? How to Do It? How to Coordinate with Monetary Policy?" *Academia Economic Papers*, 49 (1), 1-40.
- West, Kenneth D. (2006), "Forecast Evaluation," in "*Handbook of Economic Forecasting*," Elsevier.

## 附錄－修正版Diebold and Mariano檢定

令  $(e_{1t}, e_{2t})$  代表分別來自模型1與模型2的成對預測誤差，其下標  $t$  代表預測的時間。不失一般性，我們假設  $t = 1, 2, \dots, n$ 。Diebold and Mariano檢定的虛無假設為：

$$\mathbb{E}[g(e_{1t}) - g(e_{2t})] = 0$$

而  $g(\cdot)$  函數為一用以評估預測品質的函數。我們選用  $g(e) = e^2$  以消除誤差正負號的影響，同時懲罰誤差較大的期間。

定義  $d_t = g(e_{1t}) - g(e_{2t})$  為兩模型表現差距、 $h$  為向前預測期數，則Diebold and Mariano檢定統計量為：

$$S = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{v}(\bar{d})}},$$

其中

$$\begin{aligned} \bar{d} &= \frac{\sum_{t=1}^n d_t}{n}, \\ \hat{v}(\bar{d}) &= \frac{\widehat{Y}_0 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \widehat{Y}_k}{n}, \\ \widehat{Y}_k &= \frac{\sum_{t=k+1}^n (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d})}{n}. \end{aligned}$$

由於Diebold and Mariano檢定統計量隨向前預測期數  $h$  增加而膨脹，Harvey et al. (1997) 提出以下列統計量修正此問題：

$$S^* = \left[ \frac{n+1-2h+n^{-1}h(h-1)}{n} \right]^{1/2} S.$$

本文即使用此修正版的Diebold and Mariano檢定統計量，用以比較兩模型的預測表現。

# Constructing the DSGE-VAR Model - Taiwan's Medium- to Long-Term Economic Growth Rate Forecast

Tsai, Yi-Chan Yau, Ruey Chin, Kuo-Hsuan Lin, Shih-Yang\*

## Abstract

The world's major central banks have built Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models to evaluate current economic conditions and forecast GDP growth rates. However, the literature rarely constructs DSGE models suitable for Taiwan's small open economy. Moreover, most existing models have no out-of-sample forecasts or only short-term (within one year) forecasts. To bridge these gaps, we construct a DSGE model that combines the characteristics of a small open economy and the collateral constraint associated with a housing market. In addition, we apply the DSGE-VAR method developed by Del Negro and Schorfheide (2004) to make mid-to-long term forecasts for Taiwan's economic growth. Our DSGE-VAR model can effectively capture the transmission mechanism of monetary policy and improve the prediction of the GDP growth rate.

**Keywords:** Bayesian analysis, DSGE models, forecasting, vector autoregressions

**JEL classification code:** C11, C32, C53

---

\* We thank Shiu-Sheng Chen, Chun-Che Chi, Yih-Jiuan Wu and researchers from the Department of Economic Research of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan) for their helpful comments and suggestions. The views expressed in this paper are those of the authors and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan). Any errors or omissions are the responsibility of the authors.